

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ANA ELISA GONÇALVES PEREIRA

**DOIS ENSAIOS SOBRE INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL**

**CURITIBA
2012**

ANA ELISA GONÇALVES PEREIRA

**DOIS ENSAIOS SOBRE INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO NO BRASIL**

Dissertação apresentada como requisito parcial
para a obtenção do título de Mestre em
Desenvolvimento Econômico, Programa de Pós-
Graduação em Desenvolvimento Econômico,
Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade
Federal do Paraná.

Orientador: Dr. Luciano Nakabashi
Co-orientador: Dr. Adolfo Sachsida

CURITIBA
2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Pereira, Ana Elisa Gonçalves

Dois ensaios sobre instituições e desenvolvimento econômico no Brasil /Ana
Elisa Gonçalves Pereira. - 2012.
107 f.

Orientador: Luciano Nakabashi.

Co-orientador: Adolfo Sachsida.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.
Defesa: Curitiba, 2012.

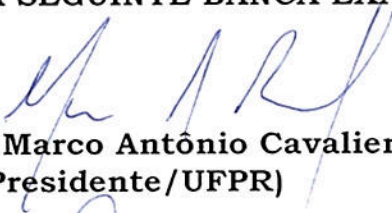
1. Brasil - Desenvolvimento econômico. 2. Renda – Distribuição. 4.
Produtividade - Municípios - Brasil. I. Nakabashi, Luciano. II. Sachsida, Adolfo.
III. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas.
Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. IV. Título.
CDD 338.981


TERMO DE APROVAÇÃO


Ana Elisa Gonçalves Pereira


“Dois Ensaios sobre instituições e desenvolvimento econômico”

**DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA
OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRA NO PROGRAMA DE PÓS-
GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA UNIVERSIDADE
FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA EXAMINADORA:**


Prof. Dr. Marco Antônio Cavalieri
(Presidente/UFPR)


Prof. Dr. Luciano Nakabashi
(Orientador/UFPR)


Prof. Dr. Lizia de Figueiredo
(Examinador/UFMG)


Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt
(Examinador/UFPR)

02 de março de 2012

*À minha mãe, Leila, meu exemplo e minha
grande incentivadora nos estudos e na vida,
como uma ínfima homenagem em retribuição ao
seu amor infinito.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, por me proteger, me guiar na busca pelos meus objetivos e me permitir concluir mais uma fase tão importante;

Aos meus pais, Leila e Sérgio, por todo o amor e carinho com que fui criada e que permanecerão comigo eternamente;

Às minhas irmãs, sempre protetoras, Aline e Mariana, pelo incentivo e apoio irrestritos e por serem as melhores e mais adoráveis amigas que eu poderia ter;

À tia Virgínia, pelo essencial apoio e pela sensibilidade com que me acolhe em todos os momentos;

Aos meus avós, Ondina e Rômulo (*in memoriam*), por serem a imagem de todos os maiores valores que prezo e que guiam minha vida;

À tia Ondina (*in memoriam*) por ajudar a incutir em mim o amor pelas palavras e pelo conhecimento;

Ao tio Jurandyr, meu padrinho, pela autenticidade e otimismo por ele transmitidos em nosso convívio;

Ao meu professor e orientador, Luciano Nakabashi, por todos os conhecimentos compartilhados desde a graduação, por me despertar para a atividade de pesquisa na iniciação científica e pelas contribuições, sempre pertinentes, fundamentais para esta dissertação;

Ao meu co-orientador, Adolfo Sachsida, pela parceria nas pesquisas ao longo do mestrado, muito produtivas e importantes na condução de meu trabalho;

Aos professores Adriana Sbicca, Armando Sampaio, Fernando Motta, Flávio Gonçalves, Gabriel Porcile, Jair Marques, Marco Cavalieri e todos os demais professores do Departamento de Economia da UFPR, pelos valiosos ensinamentos, imprescindíveis na minha formação. Em especial, ao professor Maurício Bittencourt, não só pelas aulas,

mas também pela gentileza e dedicação em atender às demandas dos alunos, como coordenador do PPGDE;

Às minhas grandes amigas da graduação, Johana, Helena e Yvana, e do colégio, Juli e Ana B., pessoas que levo para a vida;

Aos amigos do mestrado, Ana Paula, Ariene, Beatrice, Helena, Amauri, Antônio, Baiano, Gilberto, Pedro, Rafael, Tiago, além de Cleiton, Virgínia e outros colegas doutorandos, pelos momentos divertidos e cafés na salinha, que trouxeram um pouco de leveza às manhãs e tardes de aulas e estudos incansáveis;

À Capes, pelo auxílio financeiro concedido.

RESUMO

Entender quais são as variáveis relevantes na determinação da renda de uma economia e de que forma essas variáveis se relacionam é fundamental, sobretudo como forma de embasar políticas futuras. A literatura que aborda o crescimento e desenvolvimento econômico ressalta que o investimento em capital físico, capital humano e tecnologia são essenciais para atingir níveis elevados de desenvolvimento. Tem-se ressaltado, também, a importância das instituições políticas e econômicas sólidas neste processo. Surge, portanto, a iniciativa de se relacionar estas variáveis. Ao lançar luz sobre as inter-relações entre acumulação de capital físico e humano, produtividade e qualidade das instituições, pode-se apontar de que forma as instituições são capazes de contribuir para a elevação do padrão de vida das sociedades por meio do aumento do nível de produto *per capita*. Tendo isso em vista, esta dissertação realiza uma contabilidade do produto dos municípios brasileiros e procura mensurar o efeito da qualidade das instituições sobre o produto e seus componentes (intensidade de capital físico, estoque de capital humano e produtividade), pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, a fim de evitar a possível causalidade reversa entre instituições e desenvolvimento. Os resultados deste primeiro ensaio indicam que as instituições são relevantes na determinação dos díspares níveis de produto *per capita* municipal e que este efeito ocorre, sobretudo, via produtividade total de fatores e via estoque de capital humano. Há evidências, também, de que o efeito positivo das instituições seja mais expressivo nos municípios mais populosos. Adicionalmente, procura-se mensurar o impacto da qualidade institucional sobre a maior ou menor volatilidade das taxas de crescimento do PIB *per capita* municipal no período 1999-2008. Os resultados obtidos nas regressões de MQ2E denotam que, controlando adequadamente a questão da endogeneidade e levando em conta outras variáveis apontadas como possíveis determinantes da instabilidade do crescimento, a qualidade institucional é significativa na determinação das diferenças de volatilidade nos municípios brasileiros no período sob análise.

Palavas-chave: nível de produto; fatores de produção; instituições; volatilidade; municípios brasileiros.

ABSTRACT

Understanding which are the variables that determine an economy's income level and how these variables are related to each other is critical, particularly because of its importance for planning future policies. The literature concerning economic growth and economic development emphasizes that the investment in physical capital, human capital and technology is essential for achieving high levels of development. Political and economic institutions have also been pointed out as relevant features in this process. Therefore, this study attempts to connect all these variables. By shedding light on the links between physical and human capital accumulation, productivity and institutional quality, it is possible to indicate the channels through which strong institutions can improve a society's standard of living by increasing *GDP per capita*. Employing a sample of 5507 Brazilian municipalities, this thesis carries out a product level accounting and measures the effect of institutions on *GDP per capita*, physical capital intensity, human capital stock and productivity. 2SLS method is employed to address the endogeneity problem inherent to the relationship between institutions and development. The empirical results obtained from this first essay illustrate that differences in institutional framework are relevant as determinants of the income disparities observed among Brazilian municipalities. The results also indicate that the institutions' effect on GDP occurs mainly through human capital stock and total factor productivity and that institutions' importance is greater for larger municipalities than for the small ones. The second essay aims to estimate the institutional quality impact on the *GDP per capita* growth volatility of Brazilian municipalities during the period 1999-2008. Even taking other variables pointed out as possible determinants of economic instability into account and addressing the endogeneity issue, the results obtained from the 2SLS regressions show that institutions matter for the degree of volatility experienced by the Brazilian municipalities.

Key-words: income level; factors of production; institutions; volatility; Brazilian municipalities.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1: Relação entre log PIB <i>per capita</i> e IDH-longevidade	31
FIGURA 2: Relação entre log PIB <i>per capita</i> e IDH-educação	31
FIGURA 3: Relação entre log PIB <i>per capita</i> e mortalidade infantil.....	32
FIGURA 4: Relação entre log PIB <i>per capita</i> e instituições	33
FIGURA 5: Relação entre log Capital físico <i>per capita</i> e instituições.....	33
FIGURA 6: Relação entre log Capital humano <i>per capita</i> e instituições.....	34
FIGURA 7: Relação entre log Produtividade e instituições	34
FIGURA 8: Diagrama da elaboração do indicador de qualidade institucional municipal.....	64
FIGURA 9: Diagrama da elaboração do indicador de qualidade institucional municipal.....	104

LISTA DE TABELAS

TABELA 1: Contribuição dos fatores – razão em relação a valores de São Paulo	35
TABELA 2: Produto e seus componentes: municípios em relação a São Paulo	37
TABELA 3: Resultados MQ2E (instrumentos: l_{lat} e $l_{propbranc}$)	38
TABELA 4: Resultados MQ2E – variáveis de controle (instrumentos: l_{lat} e $l_{propbranc}$)	42
TABELA 5: Resultados MQ2E (instrumentos: l_{temp} e l_{frac}).....	47
TABELA 6: Resultados MQ2E por faixa populacional – variável dependente: $\ln y$	49
TABELA 7: Teste de igualdade entre coeficientes de $iqim$ nas sub-amostras	51
TABELA 8: Resultados MQ2E por faixa populacional – componentes da função de produção ..	54
TABELA 9: Resultados MQ2E por faixa populacional – componentes da função de produção (continuação)	55
TABELA 10: Teste de igualdade entre coeficientes de $iqim$ nas sub-amostras – intensidade de capital	58
TABELA 11: Teste de igualdade entre coeficientes de $iqim$ nas sub-amostras – capital humano	59
TABELA 12: Teste de igualdade entre coeficientes de $iqim$ nas sub-amostras – produtividade ..	60
TABELA 13: Descrição das variáveis e fontes	66
TABELA 14: Outliers	67
TABELA 15: Estatísticas descritivas.....	83
TABELA 16: Desvio-padrão do crescimento – especificação básica	84
TABELA 17: Desvio-padrão do crescimento – outros instrumentos	88
TABELA 18: Gap de crescimento – especificação básica	90
TABELA 19: Gap de crescimento – outros instrumentos	92
TABELA 20: Desvio-padrão do crescimento – variáveis de controle.....	93
TABELA 21: <i>Gap</i> de crescimento – variáveis de controle	96
TABELA 22: Descrição das variáveis e fontes	106

SUMÁRIO

PARTE I: ACUMULAÇÃO DE FATORES, INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO NO BRASIL	10
1 INTRODUÇÃO	10
2 REFERENCIAL TEÓRICO	13
2.1 QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES E SEUS EFEITOS SOBRE O NÍVEL DE PRODUTO	13
2.2 INSTITUIÇÕES, ACUMULAÇÃO DE FATORES E PRODUTO <i>PER CAPITA</i>	19
3 METODOLOGIA E DADOS	22
4 NÍVEL DE PRODUTO E FATORES DE PRODUÇÃO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	30
5 RESULTADOS	37
5.1 RESULTADOS BÁSICOS.....	38
5.2 RESULTADOS EM SUB-AMOSTRAS: FAIXAS DE TAMANHO POPULACIONAL.....	48
6 CONCLUSÕES	61
APÊNDICE 1 – Descrição do indicador de qualidade institucional	64
APÊNDICE 2 – Descrição das variáveis e fontes de dados	66
APÊNDICE 3 - Outliers	67
PARTE II: INSTABILIDADE DAS TAXAS DE CRESCIMENTO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS	68
1 INTRODUÇÃO	68
2 INSTABILIDADE ECONÔMICA E O PAPEL DAS INSTITUIÇÕES	71
3 METODOLOGIA E DADOS	78
4 RESULTADOS	84
5 TESTES DE ROBUSTEZ	93
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	98
APÊNDICE 1: Descrição do indicador de qualidade institucional	104
APÊNDICE 2: Descrição das variáveis e fontes de dados.....	106

PARTE I: ACUMULAÇÃO DE FATORES, INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO NO BRASIL

1 INTRODUÇÃO

Estudar as causas das diferenças no nível de desenvolvimento das economias está sempre entre os objetivos dos economistas. Embora o conceito de desenvolvimento venha sendo ampliado, ao longo dos anos, a fim de captar de forma mais abrangente o bem-estar das sociedades, é consenso na literatura econômica que o elevado nível de produto *per capita*, mesmo que não seja o único determinante do bem-estar social, possibilita aos países, regiões ou municípios atingir um padrão de vida mais elevado e, de certa forma, promover o bem-estar dos indivíduos.

Entender quais são as variáveis relevantes na determinação da renda de uma economia e de que forma essas variáveis se relacionam é fundamental, sobretudo como forma de embasar políticas futuras. A literatura que aborda o crescimento e desenvolvimento econômico ressalta que o investimento em capital físico, capital humano e tecnologia são essenciais para atingir níveis elevados de desenvolvimento. Tem-se ressaltado, também, a importância das instituições políticas e econômicas sólidas nesse processo. Surge, portanto, a iniciativa de se relacionar todas estas variáveis. Ao lançar luz sobre as inter-relações entre acumulação de capital físico e humano, produtividade e qualidade das instituições, pode-se esclarecer os mecanismos pelos quais as instituições são capazes de contribuir para a elevação do padrão de vida das sociedades por meio do aumento do nível de produto *per capita*.

A grande maioria dos trabalhos teóricos e empíricos dentro da literatura do crescimento e desenvolvimento econômico tem como ponto de partida uma função de produção: o nível de produto depende da disponibilidade de fatores de produção e da produtividade com que tais fatores são empregados. É natural, portanto, imaginar que

variáveis que afetam o nível de produto *per capita* de uma economia sejam consideradas determinantes da acumulação de fatores como capital físico e humano, além da tecnologia. As instituições têm adquirido importância cada vez maior na literatura recente como potenciais determinantes do nível de desenvolvimento. Se a qualidade institucional parece afetar o nível de produto atingido pelos países e regiões, é provável que atue sobre a acumulação de fatores de produção.

Embora haja divergências quanto aos retornos – decrescentes ou constantes – do capital total (físico e humano), tanto os modelos de inspiração neoclássica – como o de Mankiw, Romer e Weil (1992) – quanto os modelos de crescimento endógeno ou semi-endógeno apontam a necessidade de se incluir o capital humano na função de produção. Desde que Schulz (1961) salientou sua importância vital, este fator ganhou relevância crescente nos trabalhos teóricos e empíricos como determinante, ao lado do capital físico, do nível de produto das economias.

A literatura ressalta que o capital humano pode afetar o nível de produto por meio de efeitos diretos e indiretos. Os efeitos diretos dizem respeito à melhoria da produtividade marginal do trabalho quando se acumula capital humano (mantendo os demais fatores – capital físico e tecnologia – constantes). Pode-se representar tal efeito introduzindo diretamente esse fator na função de produção. Já os efeitos indiretos estão relacionados à tecnologia: o capital humano pode afetar a criação e difusão de tecnologia e, dessa forma, gerar uma elevação no nível de produto. Nelson e Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990a) e Aghion e Howitt (1992), por exemplo, enfatizam esses efeitos indiretos do capital humano.

As imensas disparidades observadas no grau de desenvolvimento dos países, regiões e mesmo municípios motivaram diversos trabalhos em busca dos determinantes das diferenças no nível e nas taxas de crescimento do produto *per capita*. Uma série de trabalhos recentes aponta a qualidade das instituições como uma variável central nessa análise e encontra fortes evidências de que as instituições podem responder por grande parte da variação na renda *per capita* entre as economias (North, 1991; Acemoglu,

Johnson e Robinson, 2001, 2002, 2004; Engerman e Sokoloff, 2002; Hall e Jones, 1999; Easterly e Levine, 2002; Pande e Udry, 2006; Rodrik, Subramanian e Trebbi, 2002).

Porém, instituições, por si só, não geram produto. Se as instituições são capazes de explicar parte significativa da variação no nível de produto entre economias, é provável que as instituições exerçam efeito sobre a acumulação de fatores, já que o produto depende não somente do nível tecnológico como também da disponibilidade de capital físico e humano.

Hall e Jones (1999) avançam nesse sentido. Os autores encontram evidências de que o nível de produto por trabalhador atingido pelos países depende fundamentalmente da infra-estrutura social – definida como o conjunto de instituições e políticas governamentais – e de que tal estrutura determina o nível de produto das economias por meio de seu impacto na acumulação de capital físico, capital humano e na produtividade.

Embora seja crescente o número de trabalhos que ressaltem o papel das instituições no desenvolvimento de longo prazo, há uma escassez de trabalhos tanto teóricos quanto empíricos que investiguem os impactos da qualidade das instituições sobre os fatores de produção e sua produtividade, sobretudo no caso brasileiro.

Diante desse cenário, seguindo a sugestão de Pande e Udry (2006) de investigar a relação entre instituições e desenvolvimento utilizando dados intra-país, este estudo terá como objetivo investigar o papel das instituições sobre a acumulação de fatores de produção, bem como sobre a produtividade total dos fatores, a fim de entender os canais pelos quais as instituições podem influir no processo de crescimento econômico de longo prazo nos municípios brasileiros. Será testado empiricamente se há evidências de que as boas instituições sejam favoráveis ao crescimento do estoque de capital físico, humano e produtividade que, como componentes diretos da função de produção, determinam o nível de produto *per capita*.

Para a análise empírica, deverá se observar o problema da endogeneidade das instituições em relação ao desempenho econômico. Tal problema pode ser contornado empregando o método de mínimos quadrados em dois estágios, tomando como variáveis instrumentais características históricas e geográficas que sejam determinantes das

instituições iniciais, conforme realizado pela literatura prévia (Acemoglu, Johnson e Robinson, 2001; Engerman e Sokoloff, 2002; Hall e Jones, 1999; Easterly e Levine, 2002).

O que motiva esta dissertação é a escassez de trabalhos empíricos que investiguem a relação entre instituições, acumulação de fatores e nível de produto no Brasil. Embora seja crescente a literatura que admite a importância das instituições na determinação do produto, poucos estudos analisam os meios pelos quais as instituições influem no processo de crescimento.

O restante deste ensaio é organizado da seguinte forma: a seção 2 revisa a literatura prévia acerca deste tema, a seção seguinte descreve a metodologia e os dados empregados, a seção 4 aborda o cenário do nível de produto e fatores nos municípios, introduzindo alguns resultados da contabilidade do produto, a quinta seção apresenta os resultados da análise empírica e a sexta e última seção traz as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 QUALIDADE DAS INSTITUIÇÕES E SEUS EFEITOS SOBRE O NÍVEL DE PRODUTO

Entender as causas das imensas disparidades observadas no nível de renda entre os países e regiões é um dos grandes desafios enfrentados pelos economistas. Há uma linha mais recente na literatura econômica que atribui essas diferenças de renda, em grande medida, às diferenças na qualidade das instituições e na infra-estrutura social.

North (1991) define as instituições como regras do jogo em uma sociedade, por assegurarem os direitos de propriedade, fornecendo incentivos aos investimentos, propiciando melhor ou pior distribuição de riqueza, poder político, capital humano e

promovendo a inovação, além da alocação eficiente de recursos. Segundo o autor, as instituições foram criadas ao longo da história visando estabelecer a ordem e reduzir a incerteza nas trocas comerciais. A existência dessa ordem influencia, por exemplo, os custos de transação e, portanto, altera a viabilidade e rentabilidade de se ingressar em alguma atividade econômica. Portanto, a evolução do arcabouço institucional dos países ao longo da história, na medida em que influenciou o montante de investimentos produtivos e as atividades a que estes investimentos foram direcionados, pode ser vista como determinante para suas diferentes trajetórias de crescimento.

Engermann e Sokoloff (2002) também destacam as instituições como fator chave para o crescimento econômico. Propõem que nas sociedades mais igualitárias e com instituições melhores, há maior investimento em educação, e o aumento nos níveis de escolaridade pode desencadear mudanças socioeconômicas que conduzem ao crescimento, como maior produtividade do trabalho, inovação tecnológica mais acelerada e maior participação da população nas atividades econômicas e políticas.

Engerman e Sokoloff (2002) observam as diferenças econômicas entre as ex-colônias europeias na América – o Novo Mundo – e apontam as instituições como a fonte de tais disparidades. Para os autores, a dotação de fatores, ou as condições iniciais – como o solo, o clima, o tamanho da população e sua densidade de nativos – foram determinantes para o tipo de instituições que se desenvolveram nas sociedades.

Algumas colônias, como Caribe e Brasil, desfrutavam de condições de clima e solo extremamente favoráveis à produção de culturas altamente valorizadas no mercado internacional e mais eficientemente produzidas em grandes plantações com trabalho escravo (como açúcar, café e tabaco). Houve, portanto, grande fluxo de escravos africanos para essas regiões, possibilitando economias de escala na produção das *commodities*. A ampla escravidão contribuiu para a distribuição desigual de riqueza, capital humano e poder político nessas regiões e, conseqüentemente, para a formação de instituições que beneficiavam uma pequena elite, em detrimento da maior parte da população (instituições denominadas por Acemoglu, Johnson e Robinson (2002) *instituições extrativas*).

Para Engerman e Sokoloff (2002), essas instituições perduraram e ditaram os rumos do (sub)desenvolvimento econômico dessas ex-colônias até os dias atuais. Os autores acreditam que o impacto de aspectos como clima e solos sobre o desempenho econômico se dá exclusivamente via instituições, contrariando alguns trabalhos anteriores que atribuem relevância direta das condições geográficas e dotação de fatores sobre o nível de desenvolvimento dos países (White, 1962; Lewis, 1978; Bloch, 1988; Wrigley, 1988; Pomeranz, 2000 *apud* Acemoglu, Johnson e Robinson, 2002).

Acemoglu, Johnson e Robinson (2001, 2002), igualmente, relacionam as instituições ao processo de desenvolvimento econômico. Assim como Engerman e Sokoloff (2002), admitem uma possível causalidade reversa entre instituições e renda – ou seja, regiões com níveis de renda mais elevados podem ser mais aptas a promover instituições melhores – e, diante da impossibilidade de empregar Mínimos Quadrados Ordinários, utilizam variáveis instrumentais relacionadas à conformação das instituições iniciais nas sociedades. Os autores ressaltam a hipótese de inércia institucional, segundo a qual as instituições tendem a se manter razoavelmente constantes por longos períodos de tempo, de modo que é possível supor que os fatores que ocasionaram o desenvolvimento das instituições iniciais em uma sociedade são bons instrumentos para as instituições atuais.

Acemoglu, Johnson e Robinson (2002) argumentam que mesmo as instituições extrativas – definidas pelos autores como aquelas que concentram o poder nas mãos de uma pequena elite, reduzindo o investimento, as oportunidades para a industrialização e para o crescimento econômico – apesar de seus efeitos negativos sobre o desenvolvimento, apresentam essa tendência inercial. Tais instituições beneficiam as elites que detêm o poder político e, portanto, há incentivos para que essa elite deseje manter as instituições inalteradas.

Embasados na premissa de inércia das instituições, em um trabalho anterior, Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) empregam a taxa de mortalidade potencial dos colonizadores como variável instrumental para a qualidade das instituições atuais em sua análise empírica. Acreditam que essa taxa (decorrente, em última instância, das condições

geográficas e presença de doenças que impossibilitassem a vida dos europeus nas colônias) foi o grande determinante para que os colonizadores europeus se estabelecessem em maior ou menor número nas diversas regiões colonizadas. Para os autores, o número de assentamentos foi decisivo na formação das instituições iniciais e, por fim, há uma grande correlação entre as instituições do passado e as de hoje.

É importante ressaltar a crítica de Glaeser *et al.* (2004) que, em contraposição ao argumento de Acemoglu, Johnson e Robinson (2001), questionam se as regressões que tentam contabilizar o efeito das instituições sobre o produto não estão captando, na realidade, o efeito do capital humano. Acreditam que, ao se estabelecerem nas colônias, o que os europeus trouxeram de relevante para o crescimento econômico não foram as instituições, e sim o seu próprio capital humano. Os autores acreditam que as medidas de instituições não captam o arcabouço institucional em si, e sim o resultado da estrutura social construída com determinado nível de capital humano.

Assim como Acemoglu, Johnson e Robinson (2001, 2002) e Engerman e Sokoloff (2002), Easterly e Levine (2002) encontram um impacto estatisticamente significativo das instituições sobre o nível de produto. Os autores chegam a resultados *cross-country* desfavoráveis às hipóteses de geografia (que apontam aspectos geográficos como causas diretas do crescimento econômico), evidenciando que o efeito das condições do ambiente sobre o desempenho econômico se dá exclusivamente via instituições. Para os autores, a dotação de fatores, bem como as políticas do governo, não têm influência direta sobre a performance econômica quando se controla para o efeito das instituições.

Segundo Pande e Udry (2006), estudos sobre desenvolvimento institucional e econômico intra-país podem melhorar o entendimento das questões já debatidas pela literatura internacional nas análises entre países, principalmente devido às vantagens empíricas de se limitar a análise ao âmbito nacional: o viés de variável omitida tende a ser menor nas análises realizadas para um único país em comparação com os estudos *cross-country*. Além disso, algumas instituições podem não ser diretamente comparáveis entre países, mas ser entre regiões ou municípios (Iyer, 2003; Benerjee e Iyer, 2004 e Jimeno, 2005 *apud* Naritomi, 2007).

Alguns trabalhos abordam a relação entre instituições e nível de produto no Brasil (MENEZES-FILHO *et al.*, 2006; NARITOMI, 2007; NARITOMI, SOARES e ASSUNÇÃO, 2009; PEREIRA, NAKABASHI e SACHSIDA, 2010). Menezes-Filho *et al.* (2006), testam algumas hipóteses formuladas para explicar as diferenças de renda entre os países – como as de Hall e Jones (1999), Acemoglu, Johnson e Robinson (2001, 2002), Engerman e Sokoloff (2002) e Easterly e Levine (2002) – utilizando os estados brasileiros. Encontram evidências de que as instituições de fato assumem um papel importante para explicar as disparidades no produto *per capita* dos estados no Brasil.

De acordo com os autores, a qualidade das instituições tem efeito positivo e significativo sobre o PIB *per capita*. Como *proxy* para qualidade das instituições atuais, Menezes-Filho *et al.* (2006) utilizam uma medida de *enforcement* das leis trabalhistas – razão entre o número de empresas autuadas e fiscalizadas em 2005 – visto que a fiscalização dessas leis é regionalizada. Supõem que quanto maior o número de multas, maior o *enforcement*, e melhor a qualidade das instituições.

Os autores utilizam como *proxies* para as instituições do passado uma série de variáveis que apresentam forte correlação com a qualidade das instituições atuais: proporção de analfabetos (correlação negativa), a proporção de eleitores e a proporção de estrangeiros (correlação positiva).

Como os estados mais ao sul apresentaram menor proporção de analfabetos, maior número de colégios eleitorais e maior proporção de imigrantes estrangeiros, a latitude foi a variável mais fortemente correlacionada com as variáveis *proxies* para instituições do passado (proporção de analfabetos, estrangeiros e eleitores). Empregando esta variável como instrumento, evitou-se o problema da bicausalidade: as instituições atuais podem ser endógenas com relação ao PIB atual, mas as instituições do passado e a latitude são exógenas.

Buscando resultados mais satisfatórios do ponto de vista estatístico no estudo da relação entre instituições e nível de renda, Naritomi (2007) toma como objeto de análise os municípios brasileiros e obtém resultados consonantes com a literatura internacional.

A autora ressalta que o fato de haver uma homogeneidade nas macro-instituições dos municípios – possuem o mesmo sistema político, fala-se um único idioma – faz com que restringir a análise ao território nacional aponte novas perspectivas. Essas macro-instituições (entre as quais também constam índices de democratização, restrições ao poder executivo e sistema judiciário) são as variáveis mais utilizadas como fontes de variação das instituições nas análises empíricas entre países. Como, em geral, estas não variam dentro do território nacional, é preciso identificar outros aspectos institucionais peculiares que possam responder pelas disparidades no desempenho econômico dos municípios.

Apesar de não haver diferença nessas macro-instituições entre municípios, devemos lembrar que o *enforcement* da lei pode variar. Ou seja, a qualidade das instituições que de fato vigoram em cada município é distinta, exercendo impacto sobre o grau de desenvolvimento econômico. Em outras palavras, as instituições políticas *de jure* – como conceituadas por Acemoglu, Johnson e Robinson (2004) – são razoavelmente constantes ao longo do território nacional, enquanto as instituições *de facto* podem ser bastante diferentes. Naritomi (2007) enfatiza, portanto, as diferenças municipais de desempenho econômico em termos da variação do arcabouço institucional em sua dimensão *de facto*.

Na análise empírica, Naritomi (2007) emprega variáveis como a distribuição de terras, a concentração política, a capacidade gerencial e o acesso à justiça para medir a qualidade das instituições. A autora utiliza dois episódios históricos como fontes de variação exógena: os ciclos da cana de açúcar e do ouro. Desse modo, busca identificar o efeito das instituições locais sobre o desempenho econômico, sem incorrer no problema da endogeneidade. Os resultados obtidos nas regressões de Mínimos Quadrados em Dois Estágios apontam para um papel relevante e robusto das instituições – instrumentalizadas pelas variáveis históricas – na determinação do PIB *per capita* dos municípios.

Porém, tomar esses episódios históricos como instrumentos pode limitar a análise ao se atribuir um mesmo valor para os instrumentos das instituições em todos os municípios que não integraram os referidos ciclos e não estão próximos das regiões nas

quais esses ciclos ocorreram. A utilização direta de instrumentos geográficos como a latitude, a temperatura e o fracionamento étnico pode fornecer uma ideia mais clara das instituições iniciais instaladas em cada município, tal como propõe a maioria das análises empíricas que abordam este tema, remetendo a herança institucional à dotação de fatores de cada região e à sua colonização e ocupação. (Acemoglu, Johnson e Robinson, 2001, 2002, 2004; Engerman e Sokoloff, 2002; Hall e Jones, 1999; Easterly e Levine, 2002). Essa literatura sugere que as características geográficas teriam um efeito indireto sobre o desempenho econômico, via instituições, mas não um efeito direto, o que as torna possíveis bons instrumentos para a qualidade institucional.

Pereira, Nakabashi e Sachsida (2010) também tomam como base os municípios brasileiros e adotam como variáveis instrumentais características geográficas como latitude e clima. Os autores encontram um impacto positivo e significativo da qualidade das instituições – medida pelo Índice de Qualidade Institucional Municipal do Ministério do Planejamento – sobre o PIB *per capita* municipal em 2000.

2.2 INSTITUIÇÕES, ACUMULAÇÃO DE FATORES E PRODUTO *PER CAPITA*

Um trabalho de grande relevância dentro do tema da presente dissertação é o de Hall e Jones (1999). Os autores atribuem o desempenho econômico à infraestrutura social, definida como o conjunto de “instituições e políticas governamentais que moldam o ambiente econômico no qual são realizados investimentos e produzidos bens e serviços” (Hall e Jones, 1999, p. 84). Empregam uma amostra de 127 países e buscam explicar a diferença observada em seus níveis de produto por trabalhador. Argumentam que os países atingem altos níveis de produção quando apresentam elevadas taxas de

investimento em capital físico e capital humano e quando utilizam esses insumos com grande produtividade.

Hall e Jones (1999) consideram a análise dos *níveis* mais apropriada do que a análise das *taxas* de crescimento do produto dos países. Enfatizam que o nível de produto reflete de maneira mais adequada o grau de desenvolvimento de longo prazo, enquanto a taxa pode ser transitória (como sugerem os modelos de inspiração neoclássica) e propõem, ainda, que o nível de produto está mais diretamente atrelado ao bem-estar social. Dos trabalhos mencionados, este é o primeiro a avaliar o efeito das instituições sobre a acumulação de fatores e sobre a produtividade, e não apenas diretamente sobre o nível de produto.

Rodrik, Subramanian e Trebbi (2002) também investigam o efeito das instituições sobre o nível de renda e o avaliam, separadamente, sobre o estoque de capital físico, humano e a produtividade total dos fatores em uma amostra de países. Embora os resultados das regressões de MQO indiquem a significância tanto das instituições quanto das variáveis geográficas, as regressões de MQ2E denotam que a geografia possui, quando muito, um efeito direto fraco sobre o PIB *per capita*, enquanto a grande influência dos aspectos geográficos sobre o produto se dá via qualidade institucional. Os resultados indicam ainda que o impacto das instituições sobre a acumulação de capital físico é mais expressivo do que sobre a acumulação de capital humano na amostra de países analisada.

Eicher, Peñalosa e Teksoz (2006) destacam que, embora grande parte dos trabalhos empíricos *cross-country* regreda o PIB *per capita* apenas sobre instituições, estas sozinhas não geram produto. Seu efeito deve ser entendido como indireto, seja via acumulação de fatores ou via aumento da produtividade. Os autores confrontam as visões de Hall e Jones (1999) e Mankiw, Romer e Weil (1992): Hall e Jones (1999) acreditam que menos da metade do impacto da qualidade das instituições sobre o nível de produto se dá por meio da acumulação de fatores, enquanto Mankiw, Romer e Weil (1992) propõem que a acumulação de capital físico e humano é capaz de explicar grande parte do diferencial de produto *per capita* entre países.

Para comparar as duas abordagens, Eicher, Peñalosa e Teksoz (2006) introduzem fatores de produção à especificação básica de HJ e complementam a especificação de MRW com a introdução das instituições.

Os autores observam que incluir instituições no modelo de Solow aumentado de MRW gera um coeficiente positivo e significativo para as instituições e, mais do que isso, elimina grande parte da correlação existente entre o resíduo de Solow e o produto *per capita*. Ou seja, para Eicher, Peñalosa e Teksoz (2006), a inclusão das instituições parece dar conta de uma porção significativa da explicação do que está por trás da chamada produtividade total dos fatores.

Por outro lado, a inclusão dos fatores de produção na especificação básica de HJ faz com que o efeito das instituições se reduza a 15% de seu impacto no modelo original, denotando que, provavelmente, grande parte do efeito das instituições sobre o produto decorre de aumentos na acumulação de capital físico e humano induzidos pelas instituições, e não de forma direta.

Eicher, Peñalosa e Teksoz (2006) encontram ainda evidências de que os efeitos indiretos das instituições são diversos nos casos do capital físico e do capital humano. Enquanto instituições e capital físico são complementares – instituições melhores elevam a contribuição do capital físico sobre o produto –, elas e o capital humano são substitutos – embora ambos contribuam isoladamente de forma positiva para o nível de produto, os resultados indicam que as instituições são mais importantes onde há pouco capital humano, e vice-versa.

Apesar de haver um número significativo de estudos que relacionam instituições e nível de produto – sobretudo análises empíricas *cross-country* – ainda é incipiente a literatura que aborda essa relação dentro do território de um único país, bem como a literatura que aponte possíveis canais de transmissão da qualidade institucional para o produto, como seus impactos sobre a acumulação de fatores. Este trabalho visa dar um passo nesse sentido, buscando identificar e mensurar a importância do efeito indireto que as instituições exercem sobre o produto *per capita* das economias, via acumulação de fatores e via aumento da produtividade, no caso brasileiro.

3 METODOLOGIA E DADOS

A fim de capturar os efeitos da qualidade das instituições municipais sobre o nível de produto *per capita* e sobre a acumulação de fatores de produção nos municípios brasileiros, a análise empírica deste ensaio será embasada no trabalho de Hall e Jones (1999). As diferenças nos níveis de produto entre os municípios serão decompostas em diferenças em termos de fatores e produtividade, e então, será estimado o impacto das instituições municipais sobre o produto e sobre cada um dos seus componentes.

Assume-se uma função de produção Cobb-Douglas com retornos constantes de escala na forma:

$$Y_i = K_i^\alpha (A_i H_i)^{1-\alpha} \quad (1)$$

onde Y_i , A_i , K_i e H_i representam, respectivamente, nível de produto, produtividade Harrod-neutra, estoque de capital físico e capital humano no município i .

Dividindo ambos os lados da equação por L – força de trabalho –, obtém-se, do lado esquerdo, o PIB por trabalhador. É interessante que se decomponha o produto por trabalhador em razão capital-produto, capital humano por trabalhador e produtividade. Escrevendo $Y = Y^\alpha Y^{1-\alpha}$ e dividindo ambos os lados por $L^{1-\alpha}$, facilita-se a manipulação:

$$\frac{Y_i^\alpha Y_i^{1-\alpha}}{L_i^{1-\alpha}} = \frac{K_i^\alpha (A_i H_i)^{1-\alpha}}{L_i^{1-\alpha}} \quad (2)$$

Utilizando letras minúsculas para representar as variáveis em termos *per capita*¹ e rearranjando termos, a equação (2) torna-se:

¹ Na análise empírica deste ensaio, será utilizada toda a população municipal como *proxy* para força de trabalho. Portanto, o termo *por trabalhador* é substituído por *per capita*, daqui por diante.

$$y_i^{1-\alpha} = \left(\frac{K_i}{Y_i}\right)^\alpha (A_i h_i)^{1-\alpha} \quad (3)$$

onde

$$y \equiv \frac{Y}{L}; \quad k \equiv \frac{K}{L}; \quad h \equiv \frac{H}{L} \quad (4)$$

Elevando os dois lados a $(1/1 - \alpha)$, obtém-se:

$$y_i = \left(\frac{K_i}{Y_i}\right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_i h_i \quad (5)$$

A equação (5) decompõe o produto *per capita* nos três componentes mencionados. Hall e Jones (1999) indicam que há duas razões para se trabalhar com a razão capital-produto, e não a razão capital-trabalho: i) em uma trajetória de crescimento equilibrado, a razão K/Y é proporcional à taxa de investimento, portanto essa forma de decomposição tem uma interpretação natural; e ii) se há um aumento exógeno na produtividade (mantendo a taxa de investimento constante), a razão K/L irá crescer ao longo do tempo como resultado de um aumento na produtividade. Ou seja, parte do crescimento da razão K/L pode refletir aumentos de produtividade, que seriam erroneamente atribuídos à acumulação de capital se utilizássemos a razão capital-trabalho na decomposição do produto (HALL e JONES, 1999).

A partir da equação (5), é possível decompor o produto *per capita* dos municípios brasileiros entre produtividade, intensidade de capital e estoque de capital humano. Essa decomposição foi realizada a partir de dados municipais para o ano de 2000.

Dados comumente empregados como *proxies* para o estoque de capital físico em nível estadual – como o consumo de energia elétrica não-residencial – não estão disponíveis para todos os municípios, portanto empregou-se o estoque de capital residencial urbano como medida de capital físico.

Para mensurar o capital humano foi utilizada a variável estoque de capital humano construída pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A produtividade, A, é

calculada a partir da equação (5) como um resíduo, conforme tem sido realizado pela literatura que aborda a contabilidade de nível e crescimento do produto a partir de modelos de inspiração neoclássica, desde o trabalho de Solow (1956).

Quanto ao parâmetro de participação do capital na renda, neste trabalho assume-se $\alpha = 0,4$, conforme indicam trabalhos anteriores empregando dados nacionais² (GOMES, PESSÔA e VELOSO, 2003; COELHO e FIGUEIREDO, 2007; MACHADO e FIGUEIREDO, 2010).

Tirando o logaritmo natural dos dois lados da equação (5), pode-se expressar a decomposição do produto como:

$$\ln y_i = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{K_i}{Y_i} + \ln h_i + \ln A_i \quad (6)$$

A análise empírica realizada neste trabalho procura mensurar o impacto da qualidade das instituições municipais sobre as diferenças no produto *per capita* municipal e sobre seus componentes, ou seja, averiguar se as instituições têm efeito sobre as diferenças existentes na intensidade de capital, no capital humano e na produtividade total dos fatores que, por fim, constituem o produto.

No entanto, deve-se levar em conta que pode haver uma bicausalidade entre qualidade das instituições e desempenho econômico. Não só as instituições melhores podem ser capazes de promover maior investimento em capital físico e humano, inovação e difusão de tecnologia, alocação mais eficiente de recursos e obtenção de um maior nível de produto, como também economias mais desenvolvidas – e com maior nível de fatores de produção – podem ser mais capazes de (e/ou mais interessadas em) promover instituições melhores. Nesse sentido, as instituições são endógenas e, portanto, não é possível estimar adequadamente seu impacto sobre produto, níveis de fatores de produção e produtividade pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários. Uma das premissas do

² Estimando econometricamente essas elasticidades a partir dos dados municipais utilizados nesta dissertação, impondo a restrição de retornos constantes de escala (soma das elasticidades igual a 1), obteve-se o mesmo valor para alfa.

MQO é a não-correlação dos regressores com o termo de erro, ou seja, a exogeneidade das variáveis explicativas. Se tal premissa não é satisfeita, a estimação por MQO fornece estimadores viesados e inconsistentes do efeito das instituições sobre o desempenho econômico.

Logo, é necessário considerar fontes exógenas de variação da qualidade institucional que possam servir como instrumentos, variáveis correlacionadas com as instituições, mas que não afetem de forma direta as variáveis a serem explicadas (a acumulação de fatores e o nível de produto).

Neste trabalho, adotam-se variáveis de cunho geográfico e histórico, a exemplo do que tem sido realizado pela literatura internacional e nacional nesta área, como instrumentos exógenos para as instituições municipais e estimam-se as regressões pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Este método também apresenta o benefício adicional de amenizar os problemas de erros de mensuração e omissão de variáveis relevantes, desde que as premissas de não-correlação dos instrumentos com o termo de erro e correlação com o regressor endógeno sejam respeitadas.

A especificação econométrica adotada é:

$$\text{i) primeiro estágio: } \ln I_i = \alpha_0 + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\lambda} + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\delta} + \mu_i \quad (7)$$

$$\text{ii) segundo estágio: } \ln y_i = \theta_0 + \theta_1 \ln \hat{I}_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{1,i} \quad (8)$$

$$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{K_i}{Y_i} = \theta_2 + \theta_3 \ln \hat{I}_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{2,i} \quad (9)$$

$$\ln h_i = \theta_4 + \theta_5 \ln \hat{I}_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\varphi} + \varepsilon_{3,i} \quad (10)$$

$$\ln A_i = \theta_6 + \theta_7 \ln \hat{I}_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\vartheta} + \varepsilon_{4,i} \quad (11)$$

onde y_i é o PIB *per capita* do município i , I_i é a *proxy* para qualidade das instituições, k_i é a *proxy* para capital físico *per capita*, h_i é o estoque de capital humano *per capita*, A_i é a produtividade total dos fatores, μ_i e os ε_i , termos de erro aleatórios, Z_i é um vetor de variáveis instrumentais e X_i um vetor de outras variáveis de controle consideradas exógenas (incluídas para testar a robustez do coeficiente do indicador de qualidade das instituições).

Para estimar as equações (8) a (11) por MQ2E, é necessário que os instrumentos em Z , na equação (7), apresentem as propriedades desejáveis: possuir elevada correlação com a variável explicativa endógena e ser ortogonal ao termo de erro aleatório (WOOLDRIDGE, 2002).

A exemplo da literatura, pode-se adotar como instrumentos para as instituições características geográficas como latitude e clima (consideradas determinantes das instituições iniciais), fracionamento étnico e proporção de brancos (como proxies para o tipo de colonização que ocorreu em cada município e moldou as instituições iniciais). Propõe-se que as instituições que se formam em uma economia tendem a perdurar por longos períodos (hipótese de inércia institucional). Portanto, variáveis que reflitam as instituições iniciais podem ajudar a captar o efeito das instituições atuais sobre o produto e a acumulação de fatores, porém evitando o problema da endogeneidade.

Seguindo essa linha, Menezes-Filho *et al.* (2006) utilizam a distância do equador (módulo da latitude) como variável instrumental. Essa medida se mostrou fortemente correlacionada com as instituições do passado e, conseqüentemente, com as instituições atuais.

A expressiva correlação entre instituições e latitude provavelmente se deve ao fato de a conformação das instituições iniciais nos municípios estar relacionada ao tipo de ocupação que ocorreu em seu surgimento e ao tipo de atividade que se desenvolveu inicialmente. Nas regiões mais ao norte, mais quentes e apropriadas ao cultivo da cana-de-açúcar, por exemplo, houve o predomínio do sistema de *plantation*, com utilização de mão-de-obra escrava em grandes propriedades e produção voltada para o mercado externo.

A literatura ressalta que este tipo de atividade está historicamente ligado ao surgimento de instituições desfavoráveis ao processo de desenvolvimento econômico. Tais instituições não promovem oportunidades econômicas para uma parcela considerável da população, mantém a desigualdade de renda e de poder político (ACEMOGLU *et al.* 2002, ENGERMAN e SOKOLOFF, 2002).

Seguindo este raciocínio, outra candidata a variável instrumental nos municípios é a proporção de indivíduos de descendência europeia. Muitos autores utilizam variáveis que refletem a influência recebida da Europa ocidental – considerada o berço das “boas instituições” – como instrumentos para a qualidade institucional. Hall e Jones (1999), por exemplo, utilizam como variáveis instrumentais, além de características geográficas, aspectos linguísticos da população para captar em que medida os países sofreram influência da Europa ocidental, primeira região do mundo a implementar uma infraestrutura social favorável à produção.

O argumento de Acemoglu *et al.* (2002) é semelhante. Os autores acreditam que nas regiões em que os colonizadores europeus se assentaram em maior número, desenvolveram-se as chamadas *instituições da propriedade privada*, favoráveis ao processo industrialização e desenvolvimento, diferentemente das *instituições extrativas*, que favorecem a concentração do poder nas mãos de uma pequena parcela da população e reduzem as oportunidades para o crescimento econômico.

Para mensurar a presença dos europeus nas ex-colônias, Acemoglu *et al.* (2002) constroem uma variável nomeada taxa potencial de mortalidade dos colonizadores. A hipótese é que, onde essa taxa era reduzida, os europeus se assentaram em maior número e, nessas regiões, desenvolveram-se instituições mais favoráveis ao desenvolvimento. Cabe ressaltar que uma maior migração de europeus pode capturar tanto essa “influência da Europa Ocidental” quanto uma melhor distribuição inicial de capital físico, capital humano e poder político, favorecendo a criação de instituições benéficas para o processo de desenvolvimento.

Neste trabalho, partindo desta argumentação, é utilizada como uma *proxy* para a presença das boas instituições com origem na imigração europeia a proporção de brancos

nos municípios. É possível que, nas regiões que receberam maior número de europeus, tenham se desenvolvido instituições que beneficiem uma parcela mais ampla da população do que naquelas em que predominou o trabalho escravo, a exploração de nativos e a agricultura voltada para a exportação.

De fato, as duas variáveis (entre as selecionadas como possíveis instrumentos) que apresentaram maiores correlações com o indicador de qualidade institucional foram a distância do equador (0.59) e a proporção de brancos (0.54). Essas variáveis constituíram o vetor Z da equação (7) na maior parte das regressões estimadas, para contornar o problema de causalidade reversa entre instituições, performance econômica e acumulação dos fatores de produção. Para fins de comparação, foram empregados em algumas das regressões de primeiro estágio os instrumentos temperatura e fracionamento étnico, que apresentam as correlações de -0,51 e -0.26, respectivamente, com o índice de qualidade institucional.

O índice de fracionamento étnico foi calculado segundo metodologia utilizada por Mauro (1995), a partir de dados do Censo 2010 do IBGE³. A fórmula do índice é dada por:

$$frac = 1 - \sum_{j=1}^5 \left(\frac{n_j}{N}\right)^2, \quad (12)$$

onde n_j é o número de indivíduos pertencentes ao grupo j e N é o número total de indivíduos ($\sum_{j=1}^5 n_j$). As cinco categorias são: brancos, pardos, negros, amarelos e indígenas. O indicador denota que, se todos os indivíduos pertencessem a um único grupo, suponha $j=1$, então $n_1 = N$, de modo que $frac = 0$. No outro extremo, se houvesse infinitos grupos e cada indivíduo pertencesse a um grupo diferente, o somatório de $(n_j/N)^2$

³ Não há dados do universo da população referentes à raça em nível municipal disponíveis para o ano 2000. No entanto, neste trabalho, assume-se que o fracionamento étnico em cada município, na medida em que resulta de um processo lento de migração e miscigenação, não se altera de forma tão drástica ao longo de uma década, de forma é válido utilizar o fracionamento de 2010 como *proxy* para o fracionamento em 2000. A variável proporção de brancos também utiliza dados censitários de 2010 como *proxy* para essa proporção na década anterior.

tenderia a 0 e *frac* tenderia a 1. Portanto, quanto maior este indicador, maior o fracionamento étnico do município.

Para mensurar a qualidade das instituições, é empregado o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) elaborado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão em 2005, com base na Pesquisa de Informações Básicas Municipais de 1999 (IBGE). O indicador, que varia de 0 a 6, resulta da soma com pesos iguais de três conjuntos de sub-indicadores: Capacidade Financeira dos municípios, Capacidade Gerencial e Grau de Participação da população na administração pública (o Apêndice 1 traz a descrição completa do indicador).

Além do indicador referente às instituições, algumas regressões incluem variáveis de controle como o índice de desigualdade de renda de Gini, o grau de urbanização do município, a idade do município (desde seu ano de instalação até 2000), a distância à capital do estado e a altitude.

Alesina e Perotti (1996) argumentam que a má distribuição de renda é fonte de instabilidade social e política, que ocasiona a redução dos investimentos. Encontram resultados robustos de que a desigualdade afeta o crescimento em uma amostra de 71 países. A inclusão do gini nas regressões visa controlar para este efeito nos municípios.

As demais variáveis buscam captar se o fato de o município ser mais urbanizado ou mais rural é relevante para sua acumulação de fatores, produtividade e nível de produto; se municípios mais “jovens” estão em um patamar inferior de desenvolvimento do que os antigos; se a proximidade com a capital estadual favorece ou não uma maior acumulação de fatores, maior produtividade e crescimento; e ainda, captar se a variável geográfica altitude tem algum efeito direto sobre as variáveis explicadas.

O Apêndice 2 traz a descrição detalhada das variáveis utilizada nesta análise e suas fontes de dados.

4 NÍVEL DE PRODUTO E FATORES DE PRODUÇÃO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Embora venha sendo frisada, cada vez mais, a diferença entre os termos crescimento e desenvolvimento econômico e a importância de se considerar outras variáveis – mais qualitativas – que não a renda para avaliar o bem estar das populações, os níveis de PIB podem dizer muito sobre as condições de vida dos indivíduos em uma economia.

Municípios com renda mais elevada são também, em geral, aqueles que apresentam melhores índices de educação e saúde, fatores de extrema importância na determinação do bem estar de uma sociedade. Os diagramas de dispersão abaixo ilustram essas relações, evidenciando que adotar o PIB *per capita* como *proxy* para nível de desenvolvimento não deixa de ser uma estratégia válida. Os dois primeiros diagramas denotam a relação entre o nível de produto *per capita* e as duas demais dimensões do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) – expectativa de vida ao nascer e um índice de educação, que abrange a taxa de alfabetização e a taxa de frequência à escola. A Figura 3 ilustra a relação negativa entre o produto *per capita* e a mortalidade infantil.

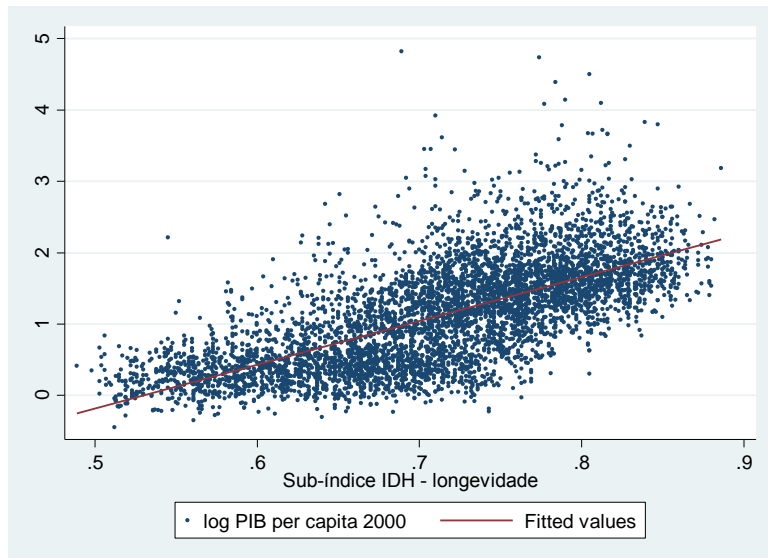
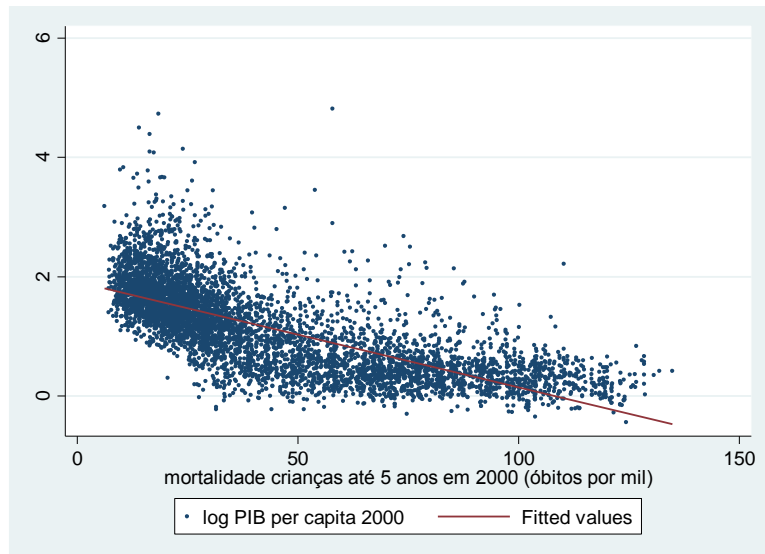
FIGURA 1: Relação entre log PIB *per capita* e IDH-longevidadeFIGURA 2: Relação entre log PIB *per capita* e IDH-educação

FIGURA 3: Relação entre log PIB *per capita* e mortalidade infantil

Nos municípios brasileiros, há imensas disparidades no nível de PIB *per capita*. Para se ter uma ideia da magnitude das discrepâncias observadas, o menor PIB *per capita* registrado no ano 2000 (Presidente Juscelino, Maranhão) é 34 vezes menor do que o PIB *per capita* da capital federal, Brasília. Além disso, tais disparidades não se restringem às diferentes regiões. Mesmo nas áreas consideradas relativamente mais prósperas, como as regiões Sul e Sudeste, as diferenças em termos de produto *per capita* municipal são muito significativas.

Este trabalho tem como hipótese que a causa fundamental dessa desigualdade são as diferenças institucionais. Municípios com instituições fracas são menos capazes de promover o investimento em capital físico, capital humano, além de terem níveis menores de produtividade e, por isso, são menos desenvolvidos. Os diagramas a seguir apresentam a distribuição do produto per capita de acordo com variações no indicador de qualidade institucional (IQIM), bem como a relação entre os fatores de produção, a produtividade total dos fatores e o mesmo indicador.

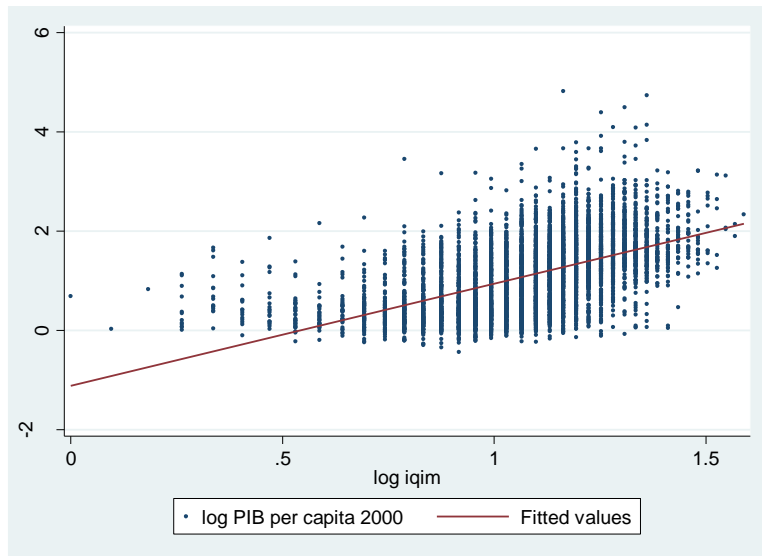
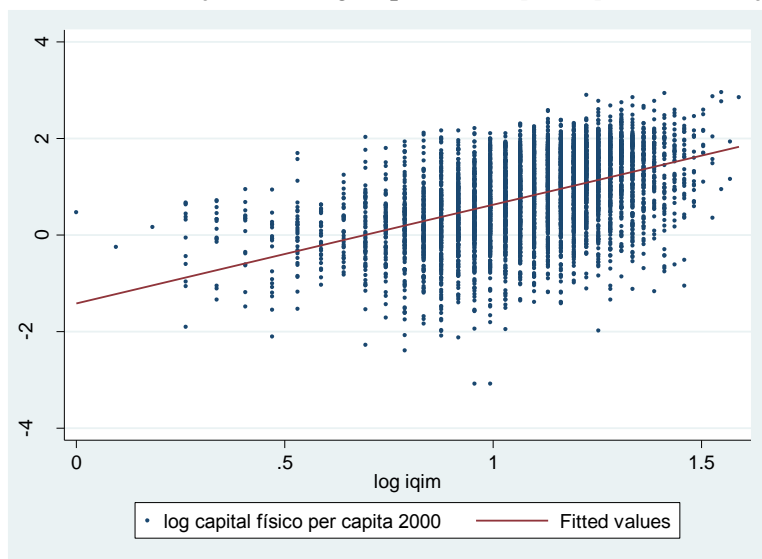
FIGURA 4: Relação entre log PIB *per capita* e instituiçõesFIGURA 5: Relação entre log Capital físico *per capita* e instituições

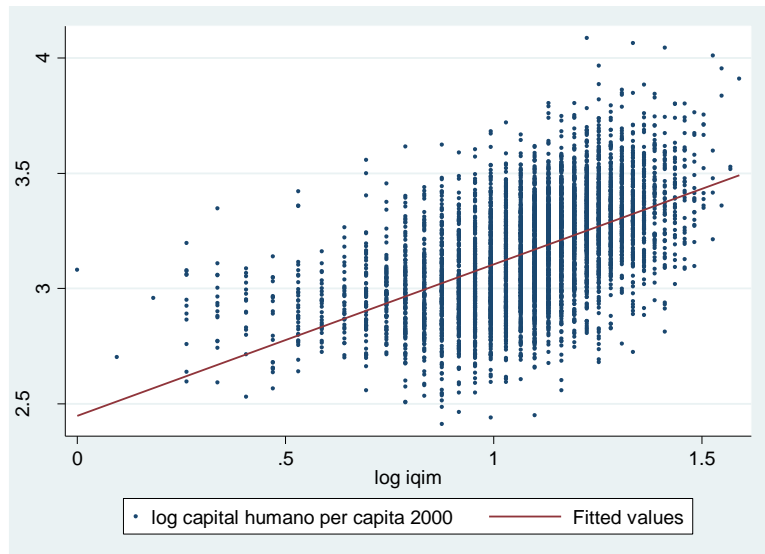
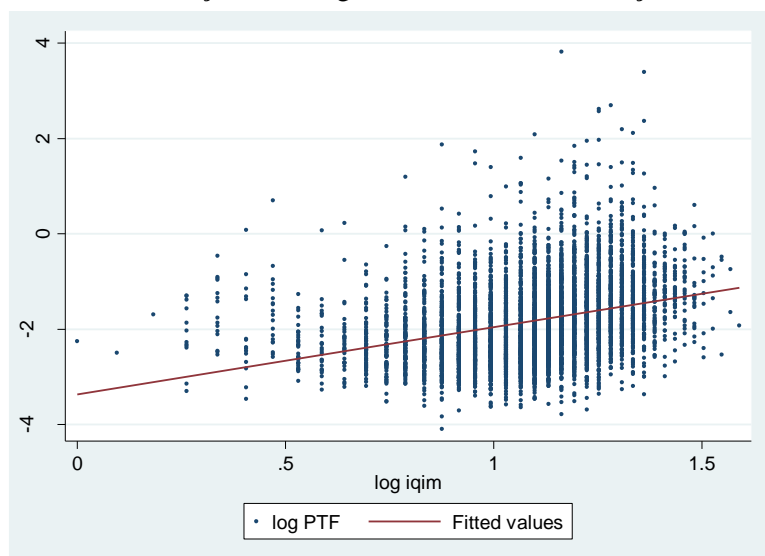
FIGURA 6: Relação entre log Capital humano *per capita* e instituições

FIGURA 7: Relação entre log Produtividade e instituições



A seção seguinte se dedica a explorar de forma mais apurada as relações expostas pelos diagramas de dispersão. Como já foi mencionado, a relação entre instituições e desempenho econômico pode apresentar uma bicausalidade e, portanto, para que se possa indicar algum efeito causal apontando das instituições para o nível de produto (bem como

nível de capital humano, capital físico e produtividade), é preciso controlar a questão da possível endogeneidade das instituições.

Antes de prosseguir com a análise empírica, é interessante apresentar, ao menos para alguns municípios selecionados (capitais), um panorama da contabilidade de produto realizada. A Tabela 1 mostra as razões calculadas entre o produto per capita de cada uma das capitais estaduais e o município de referência – São Paulo –, bem como os valores de cada um dos componentes da equação (5) em relação a São Paulo. Multiplicando os valores das três últimas colunas, tem-se a razão y_i/y_{sp} (coluna y).

TABELA 1: Contribuição dos fatores – razão em relação a valores de São Paulo

município	estado	y	$(K/Y)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$	h	A
São Paulo	SP	1	1	1	1
Vitória	ES	1.875	0.747	1.241	2.022
Brasília	DF	1.855	0.701	1.042	2.541
Rio de Janeiro	RJ	1.072	1.015	1.052	1.004
Porto Alegre	RS	0.994	1.074	1.189	0.778
Curitiba	PR	0.845	1.252	1.124	0.601
Manaus	AM	0.821	0.518	0.790	2.004
Florianópolis	SC	0.710	1.408	1.311	0.385
Goiânia	GO	0.594	1.257	1.047	0.452
Cuiabá	MT	0.591	0.875	1.009	0.669
Belo Horizonte	MG	0.574	1.515	1.071	0.354
Recife	PE	0.565	1.058	0.967	0.552
Aracaju	SE	0.503	0.953	0.958	0.551
Boa Vista	RR	0.499	0.775	0.763	0.844
Campo Grande	MS	0.461	0.957	0.899	0.536
São Luís	MA	0.441	0.933	0.877	0.539
Natal	RN	0.435	1.321	0.910	0.362
Fortaleza	CE	0.426	1.209	0.842	0.419
Belem	PA	0.413	1.183	0.916	0.382
Salvador	BA	0.412	1.420	0.947	0.306
Palmas	TO	0.394	0.910	0.920	0.470
João Pessoa	PB	0.389	1.089	0.962	0.371
Rio Branco	AC	0.382	0.789	0.705	0.687
Porto Velho	RO	0.360	0.886	0.778	0.522
Maceió	AL	0.336	1.319	0.820	0.311

Teresina	PI	0.336	0.981	0.843	0.407
Amapá	AP	0.326	0.529	0.481	1.282

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Colunas resultam da contabilidade do produto realizada para o ano de 2000.

Esses números apresentam as diferenças relativas entre o produto *per capita* das demais capitais, em relação à capital paulista, decompostas em diferenças de intensidade de capital, estoque de capital humano e produtividade. A contabilidade do produto denota que Curitiba, por exemplo, embora apresente um estoque de capital humano 12,4% maior e uma intensidade de capital cerca de 25% maior, tem uma produtividade que corresponde a 60% da de São Paulo. Como resultado, seu produto *per capita* é equivalente a 84,5% do PIB *per capita* de São Paulo.

Já Teresina conta com um produto *per capita* de apenas 33,6% do produto de São Paulo. Essa diferença se deve ao fato de sua intensidade de capital, estoque de capital humano e, principalmente, produtividade serem relativamente menores do que esses valores no município de referência. Especificamente, o município possui 98,1% da intensidade de capital físico de São Paulo, 84,3% do capital humano *per capita* de São Paulo e apenas 40,7% da produtividade da capital paulista.

A tabela abaixo apresenta estatísticas descritivas das razões entre o PIB *per capita* dos municípios brasileiros e seus componentes – conforme especificados na equação (5) – em relação à capital paulista, em 2000⁴.

⁴ Há 5507 municípios considerados pelo IBGE para o ano de 2000, porém quatro municípios do Rio Grande do Sul – Alto Alegre, Nova Ramada, Pinheiro Machado e Santa Clara do Sul – apresentaram falta de dados para uma ou mais variáveis centrais (PIB, capital físico, capital humano e indicador de instituições) e tiveram que ser excluídos da amostra. Por esta razão a tabela 2 conta com 5503 observações.

TABELA 2: Produto e seus componentes: municípios em relação a São Paulo

variável	observações	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
y	5503	0.338569	0.390882	0.052498	10.12835
$(K/Y)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$	5503	0.781608	0.294957	0.040024	2.332363
h	5503	0.54694	0.130883	0.25095	1.339131
A	5503	1.117547	3.771262	0.068648	187.546 ⁵

Fonte: Elaboração própria.

Na sequência deste trabalho, o produto *per capita* e os três termos multiplicativos da equação (5) serão utilizados como variáveis dependentes nas regressões de MQ2E. A hipótese é que as instituições sejam determinantes para a acumulação de capital físico, capital humano e produtividade dos municípios, contribuindo, dessa forma, para a explicação dos díspares níveis de produto *per capita*.

5 RESULTADOS

Inicialmente, serão apresentados os resultados obtidos para as estimações que empregaram a amostra completa de municípios brasileiros no ano de 2000, além dos resultados que excluem os municípios considerados discrepantes. Na segunda subseção, os municípios são separados em amostras pelo critério de tamanho da população.

⁵ Este valor parece bastante discrepante (indica que algum município na amostra é 187 vezes mais produtivo que o município de São Paulo). O dado se refere a São Francisco do Conde (BA), município de 26 mil habitantes que é sede da Refinaria Landulpho Alves (RLAN), da Petrobrás. O elevado valor de A , evidentemente, não reflete produtividade, mas o fato de os estoques de fatores de produção serem muito baixos em relação ao produto gerado no município. Este, e outros municípios em situação similar, foram considerados *outliers* e retirados da amostra, em algumas regressões, para testar se os resultados obtidos se alteram. No Apêndice 3, consta uma lista com todos os municípios excluídos da amostra nas regressões que testaram a exclusão de *outliers*.

5.1 RESULTADOS BÁSICOS

A primeira tabela desta seção apresenta o efeito do indicador de qualidade institucional sobre o log do produto *per capita* e seus componentes – os três termos aditivos da equação (6). Dessa forma, a soma dos coeficientes das colunas (2), (3) e (4) resulta no coeficiente da primeira coluna, e a soma dos coeficientes em (6), (7) e (8) resulta no coeficiente da coluna (5). As regressões (1) a (4) utilizam a amostra completa de municípios, enquanto as colunas (5) a (8) utilizam a amostra reduzida, após exclusão dos dados discrepantes⁶.

TABELA 3: Resultados MQ2E (instrumentos: *llat lpropbranc*)

	Toda a amostra				Sem outliers			
	Variável dependente				Variável dependente			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln y$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\ln y$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$
<i>ln iqim</i>	4.3275 (0.0998)***	0.1349 (0.0561)**	1.3792 (0.0317)***	2.8133 (0.1124)***	4.3092 (0.0979)***	0.1431 (0.0555)***	1.3793 (0.0318)***	2.7868 (0.1088)***
const.	-3.5910 (0.1119)***	-0.3552 (0.0616)***	1.6611 (0.0354)***	-4.8969 (0.1251)***	-3.5827 (0.1098)***	-0.3571 (0.0606)***	1.6608 (0.0354)***	-4.8864 (0.1211)***
Obser.	5503	5503	5503	5503	5470	5470	5470	5470
F	1880.63	5.74	1889.29	626.24	1937.31	6.65	1886.48	656.27
Prob>F	0.000	0.016	0.000	0.000	0.000	0.010	0.000	0.000
DWH ^a	943.451	11.072	897.768	269.635	1021.182	10.030	896.189	306.258
(p-valor)	0.0000	0.0009	0.0000	0.0000	0.0000	0.0015	0.0000	0.0000
Hansen J ^b	1.855	6.389	0.405	0.022	1.146	9.434	0.468	0.454
(p-valor)	0.1732	0.0115	0.5245	0.8827	0.2844	0.0021	0.4938	0.5004
ACC LR ^c	2231.21	2231.219	2231.219	2231.219	2226.644	2226.644	2226.644	2226.644
(p-valor)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
S.Y. ^d	1374.95	1374.958	1374.958	1374.958	1373.314	1373.314	1373.314	1373.314
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

⁶ A lista de municípios excluídos da amostra nessas regressões consta no Apêndice 3.

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e proporção de brancos, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. y é o PIB *per capita*, k/y a razão capital-produto, h o capital humano *per capita*, A a produtividade total dos fatores e *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

Na coluna (1), observa-se o impacto estimado do indicador de qualidade institucional sobre o produto *per capita* nos municípios. O coeficiente do IQIM foi positivo e significativo a 1%. Como as variáveis estão em log, os coeficientes podem ser interpretados como elasticidades: uma melhora de 1% na qualidade das instituições corresponde a um aumento médio de 4,33% no produto *per capita* municipal.

As quatro últimas linhas da Tabela 2 reportam os resultados dos testes de endogeneidade do indicador de qualidade institucional e os testes de validade e relevância dos instrumentos empregados nas regressões de primeiro estágio. Em todas as regressões, o teste de Durbin-Wu-Hausman rejeitou a hipótese nula de exogeneidade do IQIM, indicando que esse indicador deve ser tratado como endógeno, ou seja, é adequado utilizar o método de MQ2E.

O teste J de Hansen – similar ao teste de Sargan, porém robusto à heterocedasticidade – testa a hipótese nula conjunta de que: i) os instrumentos são válidos (não correlacionados com o termo de erro); e ii) os instrumentos excluídos são corretamente excluídos (isto é, as variáveis instrumentais, que entram apenas no primeiro estágio, não têm impacto direto na variável dependente no segundo estágio). O teste não rejeita a hipótese nula na regressão (1), indicando que os instrumentos latitude e proporção de brancos são válidos e não possuem impacto direto sobre o produto *per capita*.

Por sua vez, o teste de Anderson de correlação canônica testa a hipótese nula de que a equação é sub-identificada. Em todas as regressões da Tabela 3, a H_0 é rejeitada,

indicando que os instrumentos utilizados são relevantes (têm correlação com o regressor endógeno, $\ln iqim$). É preciso, ainda, testar se os instrumentos não são fracos.

A estatística F de Cragg-Donald, comparada aos valores críticos de Stock e Yogo, é utilizada para verificar se essa correlação constatada pelo teste de correlação canônica não é apenas fraca. Em todas as regressões desta tabela, a hipótese nula de que os instrumentos são correlacionados com o regressor endógeno apenas fracamente é rejeitada.⁷

Foi realizado, ainda, o teste geral de heterocedasticidade de Pagan-Hall para o método de MQ2E. A hipótese nula de erros homocedásticos foi rejeitada, tanto na regressão (1) quanto nas demais, e por essa razão os desvios-padrão reportados entre parênteses são robustos (erros-padrão de White).

A regressão (2) tem como variável dependente o primeiro componente da função de produção rearranjada na equação (6). Sabendo que o log da intensidade de capital físico está multiplicado por $\alpha/(1-\alpha)$ e que se empregou $\alpha=0,4$ neste trabalho, para interpretarmos o coeficiente de $iqim$ na segunda coluna como uma elasticidade, é necessário multiplicá-lo por um fator de 1,5 (isolando do lado esquerdo da igualdade o termo $\ln \frac{k}{y}$).⁸

Feito isso, nota-se que municípios com instituições 1% melhores têm uma intensidade de capital 0,2% maior, em média, e este efeito é significativo a 5%. No entanto, além do coeficiente pouco expressivo em termos quantitativos, nessa regressão o teste J de Hansen rejeitou a hipótese nula de validade dos instrumentos, prejudicando a interpretação dos resultados.

Mais expressivo é o impacto das instituições sobre o estoque de capital humano. A coluna (3) reporta os resultados da estimação com $\ln h$ como variável explicada. Os

⁷ Como, em sua maioria, os testes indicaram que os instrumentos empregados são bons, os testes aqui descritos só serão mencionados nas explicações das tabelas subsequentes quando apontarem problemas na validade das variáveis instrumentais.

⁸ $\frac{\alpha}{1-\alpha} = \frac{0,4}{1-0,4} = \frac{2}{3}$. Passando este fator para o outro lado da equação estimada, tem-se que os coeficientes (linear e angular) são multiplicados por $\frac{3}{2}$.

resultados sugerem que uma elevação de 1% na qualidade das instituições se reflete em um aumento de 1,38% no estoque de capital humano *per capita*. O coeficiente é significativo a 1% e, nessa coluna, a estatística J de Hansen indica que os instrumentos empregados são válidos. Os demais testes também indicam que os instrumentos não são fracos.

Já na quarta regressão da tabela 3, a variável dependente é o log da produtividade total dos fatores. Esse foi o componente do produto que apresentou maior impacto da qualidade institucional. Embora o *iqim* tenha demonstrado efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o produto e os três componentes em que foi decomposto, seu efeito sobre a produtividade foi maior do que sobre o estoque de capital humano e sobre a intensidade de capital. O parâmetro estimado indica que uma melhora de 1% no indicador de qualidade institucional está relacionado a um aumento de cerca de 2,81% na PTF.

As demais quatro colunas da Tabela 3 trazem os resultados das mesmas equações estimadas para uma amostra reduzida em 33 municípios, que apresentavam valores de produto *per capita* discrepantes em relação ao seu nível de desenvolvimento (em geral, municípios pequenos que sediam grandes empresas, mineradoras, refinarias, etc.). Aparentemente, os resultados da análise feita até aqui não estavam sendo alterados pela inclusão desses municípios. A exclusão dessas observações alterou pouco o valor dos coeficientes, e o resultado dos testes e a significância estatística dos parâmetros permaneceram inalterados (com exceção do nível de significância do coeficiente da intensidade de capital, que passou de 5% para 1%).

A tabela seguinte foi incluída com o objetivo de se testar a robustez dos resultados obtidos, ou seja, para verificar o que acontece com os coeficientes estimados e seus desvios-padrão quando são incluídas variáveis de controle. Novamente, as colunas (1) a (4) trabalham com a amostra completa de municípios, e as demais, com a amostra reduzida.

TABELA 4: Resultados MQ2E – variáveis de controle (instrumentos: llat e lpropbranc)

	Toda a amostra				Sem outliers			
	Variável dependente				Variável dependente			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln y$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\ln y$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$
<i>ln iqim</i>	3.9640 (0.1091)***	-0.6573 (0.0510)***	1.1429 (0.0305)***	3.4784 (0.1315)***	3.9611 (0.1070)***	-0.6579 (0.0490)***	1.1427 (0.0305)***	3.4763 (0.1266)***
<i>gini</i>	-0.3837 (0.1852)**	-0.3627 (0.0870)***	-0.1565 (0.0512)***	0.1355 (0.2282)	-0.3624 (0.1838)**	-0.3775 (0.0854)***	-0.1585 (0.0513)***	0.1737 (0.2245)
<i>urban</i>	0.7335 (0.0464)***	0.9540 (0.0242)***	0.4099 (0.0129)***	-0.6304 (0.0586)***	0.7026 (0.0453)***	0.9761 (0.0231)***	0.4113 (0.0130)***	-0.6848 (0.0558)***
<i>idade</i>	-0.0037 (0.0005)***	0.0054 (0.0003)***	0.0005 (0.0001)***	-0.0096 (0.0007)***	-0.0037 (0.0005)***	0.0053 (0.0002)***	0.0005 (0.0001)***	-0.0096 (0.0006)***
<i>distcapital</i>	-1.87e-05 (6.21e-05)	-1.44e-04 (2.94e-05)***	5.79e-06 (1.80e-05)	1.19e-04 (7.71e-05)	-4.06e-05 (6.07e-05)	-1.33e-04 (2.80e-05)***	3.84e-06 (1.81e-05)	8.90e-05 (7.37e-05)
<i>altitude</i>	-4.04e-05 (3.35e-05)	1.36e-04 (1.69e-05)***	-1.14e-05 (9.35e-06)	-1.65e-04 (4.26e-05)***	-3.53e-05 (3.27e-05)	1.32e-04 (1.61e-05)***	-1.18e-05 (9.40e-06)	-1.55e-04 (4.07e-05)***
<i>const.</i>	-3.2516 (0.1729)***	-0.0691 (0.0799)	1.7486 (0.0498)***	-4.9310 (0.2071)***	-3.2520 (0.1710)***	-0.0654 (0.0782)	1.7499 (0.0498)***	-4.9365 (0.2027)***
<i>Obser.</i>	5503	5503	5503	5503	5470	5470	5470	5470
<i>F</i>	457.53	562.04	785.98	191.17	462.98	609.51	784.66	212.44
<i>Prob>F</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>DWH^a</i> (p-valor)	828.812 0.0000	40.030 0.0000	943.176 0.0000	339.518 0.0000	897.519 0.0000	51.379 0.0000	939.186 0.0000	389.748 0.0000
<i>Hansen J^b</i> (p-valor)	1.071 0.3006	5.527 0.0187	0.194 0.6594	0.035 0.8510	0.562 0.4534	9.663 0.0019	0.318 0.5731	0.528 0.4674
<i>ACC LR^c</i> (p-valor)	1568.586 0.0000	1568.586 0.0000	1568.586 0.0000	1568.586 0.0000	1564.865 0.0000	1564.865 0.0000	1564.865 0.0000	1564.865 0.0000
<i>S.Y.^d</i>	906.175	906.175	906.175	906.175	904.509	904.509	904.509	904.509
<i>Ho a 10 %</i>	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e proporção de brancos, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. *y* é o PIB *per capita*, *k/y* a razão capital-produto, *h* o capital humano *per capita*, *A* a produtividade total dos fatores, *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal, *gini* é o índice de desigualdade de renda de Gini, *urban* é a taxa de urbanização, *idade* é a idade do município em 2000, *distcapital* é a distância do município à capital do estado e *altitude* é a altitude em metros. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

A inclusão de variáveis de controle não invalidou as conclusões do impacto de *iqim* sobre o produto *per capita*, mas as regressões por componente de produto se alteraram sensivelmente. Um aumento de 1% no *iqim* se reflete em uma diferença de 3,96% no PIB *per capita* dos municípios, com 1% de significância. Este efeito é um pouco inferior ao encontrado na Tabela 3 (4,33%), na qual o *iqim* era a única variável explicativa.

O índice de Gini apresenta efeito negativo e significativo a 5% sobre a variável explicada. O sinal do coeficiente denota que municípios com pior distribuição de renda (gini mais elevado) possuem menor produto *per capita*. No entanto, o efeito não é tão expressivo em termos quantitativos. Dado que o gini, nessa amostra, possui desvio-padrão de 0,059, o parâmetro estimado implica que uma piora de um desvio-padrão na distribuição de renda se reflete em uma queda do PIB *per capita* em 0,02%, apenas.

As variáveis urbanização e idade do município também foram significativas a 1% na determinação do nível de produto. Municípios 1% mais urbanizados são, em média, 0,73% mais ricos, controlando para o efeito das instituições e demais variáveis. O coeficiente da variável idade também foi fortemente significativo, porém o efeito é reduzido: municípios 10 anos mais jovens possuem um y 0,037% maior.

A distância até a capital estadual e o controle geográfico altitude não apresentaram efeito estatisticamente significativo sobre o nível de produto *per capita* municipal.

O resultado que mais sofreu alteração com a inclusão dos controles foi o coeficiente de *iqim* na regressão que tem como variável explicativa a intensidade de capital físico. Na coluna (2) da Tabela 4, nota-se que o sinal desse coeficiente se inverteu em relação à mesma coluna da Tabela 3. O coeficiente de *iqim* sugere que instituições melhores estão relacionadas a uma menor intensidade de capital nos municípios.⁹

Se, de fato, o efeito de *iqim* sobre a intensidade de capital for negativo, uma possível explicação é aquela levantada por Hall, Sobel e Crowley (2010). Para os autores,

⁹ Esse resultado poderia decorrer do fato de que a *proxy* para capital físico empregada neste trabalho é correlacionada com a variável urbanização (correlação de 0,57), mas esta possibilidade é descartada pois, estimando a mesma regressão sem a inclusão de *urban*, o sinal negativo e a significância do coeficiente se mantêm.

onde as instituições são fracas, aumentos de capital são empregados em *rent-seeking* e outras atividades não produtivas, e não no aumento da capacidade produtiva da economia. Nesse caso, controlando para as demais variáveis, pode-se esperar que onde as instituições são mais fortes, o montante de capital existente é relativamente mais utilizado em atividades produtivas, sem que ele seja significativamente maior.

Vale ressaltar que isso não significa que as boas instituições reduzem o *estoque* de capital físico *per capita*. A relação entre estas variáveis é positiva. Porém, os resultados aqui descritos parecem indicar que a *intensidade* de capital, ou seja, a razão capital-produto, se relaciona negativamente com o indicador das instituições.

Ainda na coluna (2), nota-se que o índice de Gini é significativo e apresenta o sinal esperado (municípios com pior distribuição de renda investem menos em capital físico). Urbanização, evidentemente, influi positivamente na razão capital-produto. A idade do município apresentou efeito positivo, indicando que municípios mais antigos possuem maior razão capital-produto. A variável *distcapital* também se mostrou significativa na regressão (2), e seu sinal negativo sugere que capitais estaduais e municípios mais próximos a elas são relativamente mais capital-intensivos, *ceteris paribus*.

O controle geográfico altitude também demonstrou efeito significativo sobre a razão capital-produto. No entanto, todos os resultados da coluna (2) devem ser interpretados com cautela, pois o teste J de Hansen rejeitou (ao menos a 5% de significância) a validade dos instrumentos.

A regressão (3) tem como variável dependente o log do estoque de capital humano *per capita*. O coeficiente de *iqim* é positivo e significativo a 1%, e indica que municípios com instituições 1% melhores têm capital humano *per capita* 1,14% maior. A inclusão dos controles não alterou a significância deste parâmetro da tabela anterior para esta, porém o efeito quantitativo se reduziu a cerca de 83% de seu efeito expresso na Tabela 3.

O índice de Gini foi significativo, indicando que a distribuição de renda afeta o produto *per capita* dos municípios também via acumulação de capital humano. Este efeito está de acordo com a literatura que ressalta que sociedades com distribuição de renda

mais igualitária tendem a investir mais em educação (ENGERMANN E SOKOLOFF, 2002).

A taxa de urbanização apresentou efeito positivo e significativo a 1% sobre o estoque de capital humano *per capita*. Municípios 1% mais urbanizados apresentam um estoque *per capita* de capital humano 0,41% maior.

Outra variável significativa nessa coluna é a idade do município. Municípios mais antigos apresentam maior estoque de capital humano em relação aos instalados mais recentemente, mantendo tudo mais constante. É curioso que o efeito da idade do município é diverso entre os componentes do produto. Intensidade de capital e estoque de capital humano são influenciados positivamente por essa variável, mas o efeito negativo que ela exerce sobre a PTF mais do que compensa os efeitos positivos, e o resultado agregado é um menor PIB *per capita* para os municípios mais antigos, controlando para as demais variáveis.

Por fim, as variáveis distância à capital estadual e altitude não apresentaram qualquer efeito sobre o capital humano municipal, conforme os resultados apresentados na coluna (3) da Tabela 4.

Na quarta coluna desta tabela, são reportados os coeficientes estimados quando a variável dependente é a produtividade total dos fatores, em log. Nota-se, na coluna (4), primeira linha, que o efeito do indicador de qualidade institucional sobre a PTF é três vezes a magnitude do efeito dessa mesma variável sobre o capital humano *per capita*, e este efeito é significativo a 1% em ambos os casos. Há evidências, portanto, de que as instituições sejam um fator chave na determinação do nível de produto per capita dos municípios, e que este efeito ocorra, sobretudo, por meio do impacto das instituições locais sobre a produtividade e, em menor grau, sobre a acumulação de capital humano.

O coeficiente de *ln iqim* na coluna (4) indica que instituições 1% melhores estão associadas a uma produtividade total dos fatores 3% maior. Este resultado também é consonante com a literatura. Instituições boas garantem maior investimento em tecnologia, além da alocação mais eficiente dos recursos produtivos, aumentando o nível de produto das economias para um dado volume de fatores de produção. Este efeito

parece ser, inclusive, mais expressivo do que o efeito das boas instituições sobre a acumulação de capital humano nos municípios brasileiros.

O índice de Gini de desigualdade de renda não apresentou nenhum efeito sobre a PTF, na Tabela 4. O sinal da taxa de urbanização foi o contrário das regressões anteriores, indicando que, controlando para as instituições e demais variáveis, municípios menos urbanizados são relativamente mais produtivos, o que não parece muito intuitivo. No entanto, esse efeito foi significativo a 1%.

Conforme mencionado anteriormente, o sinal da variável idade foi negativo na coluna (4), denotando que a PTF é maior nos municípios criados mais recentemente em relação aos municípios mais antigos. Este efeito supera, em valor absoluto, a soma dos efeitos de sinal contrário dessa variável sobre o capital humano e a intensidade de capital, resultando em um impacto negativo da idade do município sobre o PIB *per capita*, na coluna (1). Também é negativo o impacto da variável altitude sobre a PTF. Regiões mais elevadas são relativamente menos produtivas. Combinando os efeitos de *urban* e *altitude* sobre a PTF, pode-se interpretar que, no Brasil, municípios predominantemente rurais e planos (provavelmente agrícolas) possuem produtividade relativamente maior, *ceteris paribus*.

A segunda metade da Tabela 4 – colunas (5) a (8) – apresenta coeficientes extremamente parecidos e com níveis de significância idênticos para as variáveis explicativas, denotando que os resultados não se alteram substancialmente com a exclusão dos municípios considerados *outliers*. Mesmo aqueles que apresentaram dados muito discrepantes não estavam direcionando os resultados descritos anteriormente.¹⁰

A próxima tabela foi reportada apenas para ilustrar que a significância e magnitude do coeficiente da variável que mensura a qualidade das instituições municipais não são significativamente alteradas com a utilização de instrumentos alternativos à distância do equador e à proporção de brancos. Na Tabela 5, são utilizados, nas regressões de primeiro estágio, o log da temperatura e o log do fracionamento étnico como variáveis

¹⁰ Nas demais tabelas, não são reportados os resultados utilizando a amostra reduzida de municípios. Os resultados obtidos naquela amostra foram bastante similares, tornando desnecessário reproduzi-los aqui.

instrumentais. No entanto, o teste J de Hansen não os indica como instrumentos válidos, e, portanto, o emprego de *llat* e *lpropbranc* nas tabelas anteriores foi, de fato, a escolha mais adequada.

TABELA 5: Resultados MQ2E (instrumentos: *ltemp* e *lfrac*)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variável dependente				
	$\ln y$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$
<i>ln iqim</i>	3.9341 (0.1002)***	-0.1825 (0.0617)***	1.1136 (0.0317)***	3.003 (0.1211)***
const.	-3.1637 (0.1128)***	0.0320 (0.0678)	1.9608 (0.0355)***	-5.1565 (0.1356)***
Obser.	4971	4971	4971	4971
F	1544.25	8.75	1232.24	614.26
Prob>F	0.000	0.003	0.000	0.000
DWH ^a	475.822	1.422	270.850	184.413
(p-valor)	0.0000	0.2331	0.0000	0.0000
Hansen J ^b	3.736	172.399	24.657	56.916
(p-valor)	0.0532	0.000	0.0000	0.000
ACC LR ^c	1376.701	1376.701	1376.701	1376.701
(p-valor)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
S.Y. ^d	792.634	792.634	792.634	792.634
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis temperatura e fracionamento, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. y é o PIB *per capita*, k/y a razão capital-produto, h o capital humano *per capita*, A a produtividade total dos fatores e *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal. const. é o intercepto, Obser. o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

Usando *lfrac* e *ltemp* como instrumentos para *iqim*, foram encontrados resultados semelhantes aos da Tabela 3 – que segue a mesma especificação –, exceto para o componente de intensidade de capital, que já apresentou sinal negativo para o

componente intensidade de capital (utilizando os instrumentos *llat* e *lpropbranc*, este sinal negativo surgiu apenas após a inclusão dos controles, na Tabela 4). Para $\ln y$, $\ln h$ e $\ln A$, os parâmetros estimados para $\ln iqim$ foram de 3,93, 1,11 e 3,00, respectivamente. No teste de Hansen, a hipótese nula foi rejeitada, denotando que os instrumentos podem não ser adequados. Os instrumentos *lpropbranc* e *llat* utilizados anteriormente, além de apresentarem as maiores correlações com a *proxy* para a qualidade institucional, forneceram resultados mais confiáveis.

Testes adicionais foram realizados empregando diversas combinações dos candidatos a instrumentos: latitude, temperatura, chuvas, fracionamento étnico e proporção de brancos. Os resultados retornaram sempre coeficientes e significância similares aos apresentados até aqui.

5.2 RESULTADOS EM SUB-AMOSTRAS: FAIXAS DE TAMANHO POPULACIONAL

A seguir, a Tabela 6 reporta os resultados da estimação do impacto do indicador de qualidade institucional sobre o produto *per capita*, em log, quando a amostra é separada por faixas de população. O objetivo deste procedimento é averiguar se o efeito das instituições sobre o nível de produto é distinto entre municípios de maior ou menor porte. A hipótese é que municípios maiores possuam mais problemas de coordenação, mais dificuldade em resolver seus problemas coletivos com base apenas na confiança, e, por isso, as instituições devam ser mais relevantes no processo de desenvolvimento.

TABELA 6: Resultados MQ2E por faixa populacional – variável dependente: $\ln y$

	(1) toda a amostra	(2) <5000	(3) $\leq \text{pop} < 10000$	(4) $\leq \text{pop} < 20000$	(5) $\leq \text{pop} < 50000$	(6) $\text{pop} \geq 50000$	(7) $\text{pop} \geq 10000$
$\ln iqim$	3.9640 (0.1091)***	3.6649 (0.1984)***	3.8902 (0.2133)***	3.9753 (0.2169)***	4.6529 (0.4403)***	4.2638 (0.5317)***	4.9302 (0.8133)***
gini	-0.3837 (0.1852)**	-0.0988 (0.3970)	0.4438 (0.4714)	-0.5716 (0.3532)	-0.6319 (0.4358)	-0.0432 (0.7521)	-0.8634 (0.9652)
urban	0.7335 (0.0464)***	0.9004 (0.0946)***	0.6256 (0.0990)***	0.6349 (0.1048)***	0.6961 (0.1746)***	0.7711 (0.2701)***	0.7330 (0.5573)
idade	-0.0037 (0.0005)***	-0.0011 (0.0012)	-0.0021 (0.0012)*	-0.0018 (0.0011)	-0.0045 (0.0016)***	-0.0055 (0.0031)*	-0.0028 (0.0037)
distcapital	-1.87e-05 (6.21e-05)	6.09e-05 (1.37e-04)	-9.98e-05 (1.38e-04)	2.83e-05 (1.16e-04)	1.16e-05 (1.46e-04)	-2.25e-04 (2.42e-04)	2.95e-04 (3.40e-04)
altitude	-4.04e-05 (3.35e-05)	-1.47e-04 (7.74e-05)*	2.32e-05 (6.73e-05)	-2.16e-04 (7.12e-05)***	-4.94e-05 (8.67e-05)	1.15e-04 (9.42e-05)	1.12e-04 (1.37e-04)
const.	-3.2516 (0.1729)***	-3.1605 (0.3790)***	-3.5874 (0.3869)***	-3.1443 (0.3247)***	-3.8306 (0.5315)***	-3.8361 (0.6815)***	-4.4300 (0.9701)***
Obser.	5503	1324	1310	1380	964	525	224
F	457.53	94.1	83.85	126.63	93.35	34.12	11.97
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	828.812 0.0000	229.212 0.0000	199.636 0.0000	231.467 0.0000	102.937 0.0000	50.764 0.0000	26.568 0.0000
Hansen J ^b (p-valor)	1.071 0.3006	0.230 0.6315	0.028 0.8670	0.108 0.7424	0.309 0.5783	2.742 0.0978	2.387 0.1223
ACC LR ^c (p-valor)	1568.586 0.0000	446.542 0.0000	399.352 0.0000	372.917 0.0000	150.111 0.0000	81.197 0.0000	40.169 0.0000
S.Y. ^d	906.175	263.932	232.03	212.842	80.541	43.237	21.212
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e proporção de brancos, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. *y* é o PIB *per capita*, *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal, *gini* é o índice de desigualdade de renda de Gini, *urban* é a taxa de urbanização, *idade* é a idade do município em 2000, *distcapital* é a distância do município à capital do estado e *altitude* é a altitude em metros. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

A primeira coluna da Tabela 6 apenas replica a coluna (1) da Tabela 4 para facilitar a comparação dos resultados da amostra completa e das diversas faixas de população. As colunas (2) a (6) dividem a amostra em faixas de população (esgotando a totalidade da amostra). A última coluna faz um teste adicional, empregando apenas os 224 municípios com população superior a 100 mil habitantes.

É importante ressaltar que, em todas as sub-amostras, o *iqim* manteve sua alta significância na determinação das diferenças no nível de produto *per capita* dos municípios. Outra evidência interessante é que o coeficiente é crescente à medida que o tamanho da população aumenta. Porém, nem todas as diferenças são estatisticamente significativas. Foram realizados testes de Wald nos coeficientes, dois a dois, cujos resultados são expressos na matriz abaixo:

TABELA 7: Teste de igualdade entre coeficientes de *iqim* nas sub-amostras

	<5000	≤ pop<10000	≤ pop<20000	≤ pop<50000	pop ≥50000	pop ≥10000
pop<5000	NR					
≤ pop<10000	NR	NR				
≤ pop<20000	NR	NR	NR			
≤ pop<50000	R***	R***	R***	NR		
pop ≥50000	R***	R*	NR	NR	NR	
pop ≥100000	R***	R***	R***	NR	NR	NR

Fonte: Elaboração própria.

Notas: NR= Não rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. R=Rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. Nível de significância: ***1% *10%.

O teste de Wald não rejeitou a igualdade entre os coeficientes da variável $\ln iqim$ nas três sub-amostras de municípios com até 20 mil habitantes, e também não rejeitou essa igualdade nas sub-amostras com mais de 20 mil habitantes. Considerando estes dois grupos formados, cada sub-amostra do grupo dos municípios pequenos apresentou

coeficiente estatisticamente diferente (menor) do que cada sub-amostra de municípios maiores, em linhas gerais.¹¹

Ou seja, há evidências de que, no Brasil, a qualidade das instituições possui um papel mais importante na determinação do produto nos municípios maiores (com mais de 20 mil habitantes) do que nos municípios pequenos (menos de 20 mil habitantes), e a diferença entre o efeito do indicador de qualidade institucional sobre o desenvolvimento nessas duas faixas é estatisticamente significativa. Esses resultados são válidos mesmo controlando para a endogeneidade das instituições, visto que o teste de Hansen, o teste de correlação canônica e o teste Cragg-Donald apontam para a validade e relevância dos instrumentos em todas as regressões.

Analisando os coeficientes das demais variáveis na Tabela 6, observa-se que o índice de desigualdade de Gini, embora apresente o sinal esperado e seja significativo na amostra completa – coluna (1) –, não é significativo em nenhuma das sub-amostras. A perda de graus de liberdade ocasionada pela divisão da amostra em várias partes provavelmente reduz a significância desse coeficiente. O efeito da distribuição de renda, portanto, não se mostra tão robusto quanto o efeito das instituições sobre o nível de produto *per capita* quando se varia a população dos municípios.

O grau de urbanização apresentou coeficiente significativo para os municípios com população inferior a 50 mil habitantes. Nas duas últimas colunas, essa variável deixa de ser significativa. Entretanto, o fato de o município possuir mais de 50 mil habitantes, nas duas últimas colunas, por si só já é um indício de elevada taxa de urbanização. Em uma amostra que contenha apenas esses municípios, a variabilidade dos dados referentes à urbanização acaba se reduzindo de modo a não produzir qualquer efeito. Na amostra completa da coluna (1), o efeito de *urban* se mantém significativo, denotando que municípios mais urbanos possuem maior produto per capita, controlando para as demais variáveis.

¹¹ A única exceção é o teste de igualdade entre o coeficiente dos municípios que possuem entre 10 e 20 mil habitantes e os municípios com mais de 50 mil habitantes, que não rejeitou a hipótese nula ($\text{Prob} > \chi^2 = 0,18$).

Quanto à idade do município, a única amostra em que essa variável foi estatisticamente significativa a 1% foi nos municípios com 20 a 50 mil habitantes (além do efeito marginalmente significativo nos municípios com 5 a 10 mil). Naquela sub-amostra, há um efeito negativo da idade do município sobre a variável explicada, ou seja, municípios mais novos apresentam maior PIB *per capita*.

Em nenhuma das amostras a distância até a capital estadual pareceu exercer efeito sobre o nível de produto. A altitude também não apresentou impacto significativo na maior parte das amostras. Apenas na amostra com faixa de população [10.000, 20.000) verificou-se um impacto significativo a 1%, de sinal negativo. Nos municípios com menos de 5 mil habitantes a altitude também demonstrou reduzir o produto, porém o efeito é significativo somente a 10%.

Vale destacar que, na coluna (7), considerando a amostra dos 224 maiores municípios do Brasil em termos de população, nenhuma das variáveis de controle é significativa quando se controla para o efeito das instituições. Somente o $\ln iqim$ foi significativo a 1%, e seu coeficiente foi o mais elevado (com diferença estatisticamente significativa em relação às três menores amostras – ver Tabela 7), indicando que as instituições são ainda mais importantes para o desenvolvimento dos municípios mais populosos.

As Tabelas 8 e 9, por fim, expõem os resultados das estimações do efeito do $iqim$ sobre os componentes do produto *per capita*, conforme decomposto na contabilidade do produto, para cada sub-amostra. Especificamente, são re-estimadas as regressões (2), (3) e (4) da Tabela 4 para cada faixa de população. As estimações para as três primeiras categorias constam na Tabela 8. Os resultados para as outras duas categorias que completam a amostra e mais o grupo de municípios com mais de 100 mil habitantes constam na Tabela 9.

TABELA 8: Resultados MQ2E por faixa populacional – componentes da função de produção

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	pop<5000			5000≤ pop<10000			1000≤ pop<20000		
	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$
<i>ln iqim</i>	-0.6807 (0.0992)***	1.0178 (0.0562)***	3.3278 (0.2452)***	-0.5907 (0.0924)***	1.0543 (0.0558)***	3.4266 (0.2499)***	-0.5718 (0.1001)***	1.0452 (0.0571)***	3.5019 (0.2624)***
Gini	-0.5477 (0.1989)***	-0.1197 (0.1095)	0.5686 (0.5096)	-0.7428 (0.2100)***	-0.1984 (0.1188)*	1.3850 (0.5696)**	-0.2328 (0.1690)	-0.2629 (0.0875)***	-0.0759 (0.4422)
Urban	1.0762 (0.0513)***	0.3586 (0.0263)***	-0.5345 (0.1238)***	0.9837 (0.0504)***	0.3208 (0.0257)***	-0.6789 (0.1260)***	0.9559 (0.0503)***	0.3827 (0.0260)***	-0.7037 (0.1295)***
Idade	0.0060 (0.0006)***	0.0015 (0.0003)***	-0.0086 (0.0016)***	0.0061 (0.0006)***	0.0014 (0.0003)***	-0.0096 (0.0015)***	0.0048 (0.0005)***	0.0011 (0.0003)***	-0.0077 (0.0014)***
Distcapital	-4.06e-04 (6.66e-05)***	1.46e-05 (3.73e-05)	4.52e-04 (1.70E-04)***	-2.00e-04 (6.57e-05)***	5.26e-06 (3.77e-05)	9.48e-05 (1.74e-04)	-1.21e-04 (5.26e-05)**	4.65e-05 (3.57e-05)	1.03e-04 (1.41e-04)
Altitude	9.76e-05 (4.48e-05)**	-5.39e-05 (2.07e-05)***	-1.91e-04 (1.06e-04)*	9.72e-05 (3.30e-05)***	-1.11e-05 (1.80e-05)	-6.28e-05 (8.38e-05)	1.95e-04 (3.41e-05)***	-4.60e-05 (1.76e-05)***	-3.65e-04 (8.97e-05)***
const.	0.0604 (0.1876)	1.9060 (0.1081)***	-5.1270 (0.4722)***	0.0746 (0.1666)	1.8913 (0.1030)***	-5.5533 (0.4495)***	-0.2196 (0.1573)	1.8926 (0.0822)***	-4.8173 (0.4054)***
Obser.	1324	1324	1324	1310	1310	1310	1380	1380	1380
F	193.60	121.66	77.32	131.45	170.95	48.05	113.44	222.09	36.71
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	34.089 0.0000	231.561 0.0000	117.968 0.0000	11.488 0.0007	232.607 0.0000	93.968 0.0000	11.244 0.0008	251.733 0.0000	97.720 0.0000
Hansen J ^b (p-valor)	1.732 0.1881	0.088 0.7666	0.719 0.3965	1.573 0.2098	0.003 0.9564	0.124 0.7250	3.724 0.0536	0.195 0.6587	1.215 0.2704
ACC LR ^c (p-valor)	446.542 0.0000	446.542 0.0000	446.542 0.0000	399.352 0.0000	399.352 0.0000	399.352 0.0000	372.917 0.0000	372.917 0.0000	372.917 0.0000
S.Y. ^d Ho a 10 %	263.932 19.93	263.932 19.93	263.932 19.93	232.03 19.93	232.03 19.93	232.03 19.93	212.842 19.93	212.842 19.93	212.842 19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e proporção de brancos, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. k/y a razão capital-produto, h o capital humano *per capita*, A a produtividade total dos fatores, *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal, *gini* é o índice de desigualdade de renda de Gini, *urban* é a taxa de urbanização, *idade* é a idade do município em 2000, *distcapital* é a distância do município à capital do estado e *altitude* é a altitude em metros. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

TABELA 9: Resultados MQ2E por faixa populacional – componentes da função de produção (continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	20000 ≤ pop < 50000			pop ≥ 50000			pop ≥ 100000		
	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$	$\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \frac{k}{y}$	$\ln h$	$\ln A$
<i>ln iqim</i>	-0.5836 (0.1955)***	1.3177 (0.1136)***	3.9189 (0.5322)***	-0.4731 (0.2452)*	1.5586 (0.1806)***	3.1783 (0.6310)***	-0.8431 (0.3864)**	1.6981 (0.2906)***	4.0752 (1.0053)***
<i>Gini</i>	0.1170 (0.1785)	-0.1305 (0.1308)	-0.6184 (0.4814)	-0.4216 (0.3355)	0.5619 (0.2251)**	-0.1835 (0.8977)	-0.6456 (0.4536)	0.5270 (0.2907)*	-0.7449 (1.2239)
<i>Urban</i>	0.8580 (0.0854)***	0.4420 (0.0446)***	-0.6039 (0.2195)***	0.9061 (0.1696)***	0.4677 (0.1141)***	-0.6027 (0.3100)*	0.8782 (0.2706)***	0.3388 (0.2453)	-0.4840 (0.7903)
<i>Idade</i>	0.0042 (0.0007)***	0.0000 (0.0004)	-0.0086 (0.0019)***	0.0026 (0.0014)*	-0.0008 (0.0011)	-0.0073 (0.0036)**	0.0008 (0.0015)	-0.0004 (0.0013)	-0.0033 (0.0043)
<i>Distcapital</i>	-9.56e-05 (6.77e-05)	4.44e-05 (4.04e-05)	6.28e-05 (1.78e-04)	2.03e-05 (1.02e-04)	-2.40e-05 (7.51e-05)	-2.21e-04 (2.80e-04)	-1.60e-04 (1.44e-04)	1.26e-04 (1.07e-04)	3.30e-04 (4.07e-04)
<i>Altitude</i>	1.67e-04 (3.78e-05)***	1.923e-05 (2.373e-05)	-2.36e-04 (1.03e-04)**	3.54e-05 (4.54e-05)	2.66e-05 (3.28e-05)	5.30e-05 (1.16e-04)	-1.68e-05 (6.05e-05)	1.61e-05 (5.16e-05)	1.12e-04 (1.61e-04)
<i>const.</i>	-0.3322 (0.2135)	1.5086 (0.1508)***	-5.0071 (0.5932)***	-0.1034 (0.3336)	0.8892 (0.2277)***	-4.6219 (0.8176)***	0.6521 (0.4135)	0.8193 (0.3196)***	-5.9014 (1.2221)***
<i>Obser.</i>	964	964	964	525	525	525	224	224	224
<i>F</i>	59.00	144.50	19.30	7.31	43.01	5.49	3.78	14.10	4.09

Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001
DWH ^a	1.114	150.875	34.542	0.017	86.601	10.732	0.286	43.719	6.357
(p-valor)	0.2913	0.0000	0.0000	0.8955	0.0000	0.0011	0.5928	0.0000	0.0117
Hansen J ^b	0.005	0.099	0.125	0.353	0.341	1.279	0.007	0.448	1.766
(p-valor)	0.9452	0.7532	0.7236	0.5527	0.5591	0.2581	0.9318	0.5035	0.1838
ACC LR ^c	150.111	150.111	150.111	81.197	81.197	81.197	40.169	40.169	40.169
(p-valor)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
S.Y. ^d	80.541	80.541	80.541	43.237	43.237	43.237	21.212	21.212	21.212
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Notas: Asteriscos indicam nível de significância estatística: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e proporção de brancos, em log. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos. *y* é o PIB *per capita*, *k/y* a razão capital-produto, *h* o capital humano *per capita*, *A* a produtividade total dos fatores, *iqim* o indicador de qualidade institucional municipal, *gini* é o índice de desigualdade de renda de Gini, *urban* é a taxa de urbanização, *idade* é a idade do município em 2000, *distcapital* é a distância do município à capital do estado e *altitude* é a altitude em metros. *const.* é o intercepto, *Obser.* o número de observações e a estatística F testa a significância conjunta dos parâmetros.

Em todas as sub-amostras, o sinal do coeficiente de *iqim* foi negativo sobre a intensidade de capital físico, divergindo do que prevê a literatura. Era esperado que melhores instituições favorecessem o investimento em capital físico devido à redução da incerteza, garantia dos direitos de propriedade, geração de oportunidades econômicas. No entanto, apesar da relação positiva entre estoque de capital físico e *iqim* (como denotado pelo diagrama de dispersão exposto seção 4), quando analisamos a intensidade de capital, ou seja, a razão capital-produto, o efeito positivo das instituições encontrado na coluna (2) da Tabela 3 não é robusto à inclusão das variáveis de controle, e inclusive tem o seu sinal invertido.

Esse é o caso na regressão (1) da Tabela 8. Nessa coluna, observa-se que todas as variáveis incluídas foram significativas a 1%. O índice de Gini aparece com coeficiente negativo e altamente significativo, denotando que entre os municípios pequenos, com menos de 5 mil habitantes, aqueles com pior distribuição de renda investem menos em capital físico.

Urbanização e proximidade com a capital do estado também parecem exercer efeito positivo sobre a razão capital-produto. O sinal da altitude também é positivo e significativo.

Tanto o efeito do gini quanto o efeito da altitude variam muito entre as faixas populacionais, perdendo sua significância e até mudando de sinal, dependendo da amostra. Isto dificulta a análise do efeito dessas variáveis, pois apenas uma parcela dos municípios está levando aos resultados encontrados na amostra inteira. Ou seja, o que parece ocorrer quando se considera a amostra completa, só é válido para uma parcela dos municípios.

Nas regressões (1), (4) e (7) da Tabela 8, verifica-se o mesmo sinal para o indicador de qualidade institucional na determinação da razão k/y , bem como nas colunas (1), (4) e (7) da Tabela 9. Ou seja, para todos os tamanhos de municípios (em termos de população), o indicador demonstra efeito negativo sobre a intensidade de capital. Este efeito não é estatisticamente diferente entre as amostras na maioria dos casos, como ilustrado na Tabela 10:

TABELA 10: Teste de igualdade entre coeficientes de *iqim* nas sub-amostras – intensidade de capital

	<5000	≤ pop<10000	≤ pop<20000	≤ pop<50000	pop ≥50000	pop≥10000
pop<5000	NR					
≤ pop<10000	NR	NR				
≤ pop<20000	NR	NR	NR			
≤ pop<50000	NR	NR	NR	NR		
pop ≥50000	R***	NR	NR	NR	NR	
pop≥100000	N	R***	R***	NR	NR	NR

Fonte: Elaboração própria.

Notas: NR= Não rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. R=Rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. Nível de significância: ***1% **5% *10%.

Os coeficientes de *iqim* nas regressões de intensidade de capital físico são estatisticamente diferentes apenas entre a amostra de municípios com mais de 50 mil habitantes e com menos de 5 mil habitantes (naqueles, o efeito negativo do *iqim* é mais suave), e entre os municípios com mais de 100 mil habitantes e duas amostras de municípios menores (entre 5 e 10 e entre 10 e 20 mil habitantes). Na amostra composta pelos municípios mais populosos, o efeito de *iqim* sobre a razão capital produto é maior, em valor absoluto.

As regressões que têm como variável explicativa o capital humano *per capita*, nas Tabelas 8 e 9, trazem resultados interessantes: além dos coeficientes do indicador das instituições serem altamente significativos e apresentarem o sinal esperado em todas as regressões (colunas (2), (5) e (8) das tabelas 8 e 9), há evidências de que este efeito positivo seja mais acentuado nos municípios maiores. A literatura ressalta que economias com instituições mais fortes são aquelas que investem mais em educação e, conseqüentemente, atingem um estoque maior de capital humano. Esse efeito parece se verificar nos municípios brasileiros, e quanto maior a população do município, mais relevante é esse impacto. A tabela que segue sintetiza em uma matriz os resultados dos testes de Wald para avaliar se as diferenças entre os coeficientes de *iqim* nas regressões sobre o estoque de capital humano *per capita* das diferentes amostras são estatisticamente significativas.

TABELA 11: Teste de igualdade entre coeficientes de *iqim* nas sub-amostras – capital humano

	<5000	≤ pop<10000	≤ pop<20000	≤ pop<50000	pop ≥50000	pop≥10000
pop<5000	NR					
≤ pop<10000	NR	NR				
≤ pop<20000	NR	NR	NR			
≤ pop<50000	R***	R***	R***	NR		
pop ≥50000	R***	R***	R***	R**	NR	
pop≥100000	R***	R***	R***	R***	NR	NR

Fonte: Elaboração própria.

Notas: NR= Não rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. R=Rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. Nível de significância: ***1% **5% *10%.

A comparação dos coeficientes de *iqim* nas sub-amostras, par a par, revela que, para municípios com mais de 20 mil habitantes, o efeito das instituições sobre o nível de capital humano é estatisticamente maior do que nos municípios menores. Não há diferenças significativas nesse efeito para municípios com até 20 mil habitantes, e entre os municípios com mais de 50 ou mais de 100 mil, o coeficiente também não se altera. Porém, entre as faixas de população 0 a 20.000, 20.000 a 50.000 e mais de 50.000, o efeito das instituições é crescente, e esta diferença é estatisticamente significativa a 1% (com exceção apenas da diferença entre as faixas 20 a 50 mil e mais de 50 mil habitantes, que foi significativa a 5%).

Em termos quantitativos, as estimativas sugerem que um aumento de 1% na qualidade das instituições tem aproximadamente um aumento percentual de igual magnitude no estoque de capital humano *per capita* nos municípios com menos de 5 mil habitantes. Já na amostra de municípios com mais de 100 mil habitantes, este efeito é quase 70% maior (coeficiente de $\ln iqim$ é 1,698).

Quanto às demais variáveis, observa-se que a desigualdade de renda, captada pelo índice de Gini, teve efeitos diversos nas sub-amostras analisadas: impacto negativo sobre o capital humano em duas das amostras (5 a 10 mil e 10 a 20 mil habitantes), não foi significativo em outras duas (municípios com menos de 5 mil habitantes e na faixa 20 a 50 mil) e, ainda, apresentou sinal oposto e coeficiente significativo a 5% e 10%, respectivamente, nos municípios com mais de 50 e mais de 100 mil habitantes, indicando

que nos municípios mais populosos, há uma relação positiva entre desigualdade na distribuição de renda e estoque de capital humano.

Os resultados indicam também que, quanto maior o grau de urbanização, maior o estoque de capital humano *per capita* para todas as faixas de população, e este efeito é significativo a 1% (exceto para os municípios com mais de 100 mil habitantes, mas como já argumentado, provavelmente isto se deve à pouca variabilidade dos dados já que se espera que todos estes municípios sejam muito urbanizados).

A distância à capital do estado não parece exercer qualquer efeito sobre o capital humano municipal, e a altitude apresentou efeito (negativo) em apenas duas sub-amostras – menos de 5 mil, e 10 a 20 mil habitantes.

Analisando as colunas (3), (6) e (9) das Tabelas 8 e 9, pode-se avaliar se os efeitos de *iqim* sobre a PTF é distinto entre as sub-amostras. Apenas nos municípios com populações entre 20 e 50 mil habitantes e nos municípios com mais de 100 mil habitantes surgem coeficientes de *iqim* estatisticamente diferentes dos demais, como mostra a matriz de resultados dos testes de Wald:

TABELA 12: Teste de igualdade entre coeficientes de *iqim* nas sub-amostras – produtividade

	<5000	≤ pop<10000	≤ pop<20000	≤ pop<50000	pop ≥ 50000	pop ≥ 10000
pop<5000	NR					
≤ pop<10000	NR	NR				
≤ pop<20000	NR	NR	NR			
≤ pop<50000	R**	R**	NR	NR		
pop ≥ 50000	NR	NR	NR	NR	NR	
pop ≥ 100000	R***	R***	R***	NR	NR	NR

Fonte: Elaboração própria.

Notas: NR= Não rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. R=Rejeita a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes. Nível de significância: ***1% **5% *10%.

Por exemplo, enquanto nos municípios com menos de 5 mil habitantes o impacto de uma melhora institucional na ordem de 1% aumenta em cerca de 3,33% a

produtividade total dos fatores, nos municípios com população superior a 100 mil habitantes, este efeito é de 4,07% (ou seja, 22% maior).

No que se refere ao efeito das variáveis de controle sobre a PTF nas sub-amostras, a desigualdade de renda não foi significativa, exceto pela segunda faixa de população que apresentou coeficiente positivo e significativo a 5%. O grau de urbanização, que vinha demonstrando impacto positivo sobre o produto, a intensidade de capital e o estoque de capital humano, apresentou efeito negativo e significativo em quase todas as amostras (com exceção do último grupo), indicando que, controlando para os efeitos das instituições e das demais variáveis, a produtividade dos municípios mais urbanizados é relativamente menor. Ou seja, esse resultado indica que os municípios menos urbanizados são capazes de produzir mais produto partindo da mesma intensidade de capital e do mesmo nível de capital humano que municípios mais urbanizados, já levando em conta a qualidade institucional, desigualdade de renda e demais controles.

Os resultados apontam ainda para um efeito negativo da idade do município sobre sua produtividade (exceto na última amostra), nenhum efeito da distância para a capital estadual (com exceção da primeira categoria, que apresentou coeficiente negativo significativo) e para um efeito negativo da altitude em três das sub-amostras – (0, 5.000), [10.000, 20.000) e [20.000, 50.000).

É interessante ressaltar que, na categoria dos municípios com mais de 100 mil habitantes, nenhuma das variáveis de controle entrou de forma significativa na regressão. Ou seja, para os 224 maiores municípios do país, a única variável que apresentou impacto estatisticamente significativo sobre a produtividade total dos fatores foi o indicador de qualidade das instituições.

6 CONCLUSÕES

Os resultados do presente estudo indicam, a partir da análise dos dados municipais brasileiros para o ano de 2000, que a qualidade das instituições vigentes em

cada município afeta o nível de produto *per capita*. Após decompor o nível de produto entre os componentes de uma função de produção Cobb-Douglas por meio de uma contabilidade de nível de produto, observou-se que este efeito ocorre devido ao impacto positivo da qualidade institucional sobre a produtividade total de fatores e sobre o estoque de capital humano. Controlando para a possível endogeneidade das instituições pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios, os efeitos positivos da qualidade institucional sobre produtividade, capital humano e nível de produto *per capita* foram robustos à inclusão de variáveis de controle como a distribuição de renda, o grau de urbanização e a distância à capital do estado.

Já o efeito positivo das instituições sobre a intensidade de capital, observado inicialmente, não foi robusto à inclusão dos controles mencionados, apresentando inclusive o sinal oposto em diversas estimações. Já a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, apresentou efeito bastante significativo sobre a intensidade de capital nas diversas estimações. Os resultados sugerem que municípios com distribuição de renda mais igualitária apresentam maior investimento em capital físico.

Adicionalmente, pode-se notar que há uma diferença estatisticamente significativa no impacto da qualidade institucional sobre o produto e sobre o estoque de capital humano entre municípios com tamanhos de população diversos. Nos municípios com população pequena, a qualidade das instituições é também significativa na determinação do nível de desenvolvimento, porém este efeito é quantitativamente menor (tanto sobre produto *per capita* quanto sobre o estoque de capital humano *per capita*). Nos grandes municípios, o efeito das instituições é significativamente maior sobre essas variáveis.

Em especial, os resultados para a amostra de 224 maiores municípios do país (com mais de 100 mil habitantes) revelam o indicador de qualidade institucional municipal como única variável significativa na determinação do nível de produto, produtividade e capital humano *per capita*, entre as incluídas no modelo.

Embora haja vantagens em se trabalhar com dados pertencentes a um só território nacional no estudo da relação entre instituições e desenvolvimento, a não disponibilidade de dados desagregados em nível municipal dificulta muito a análise e, portanto, é um

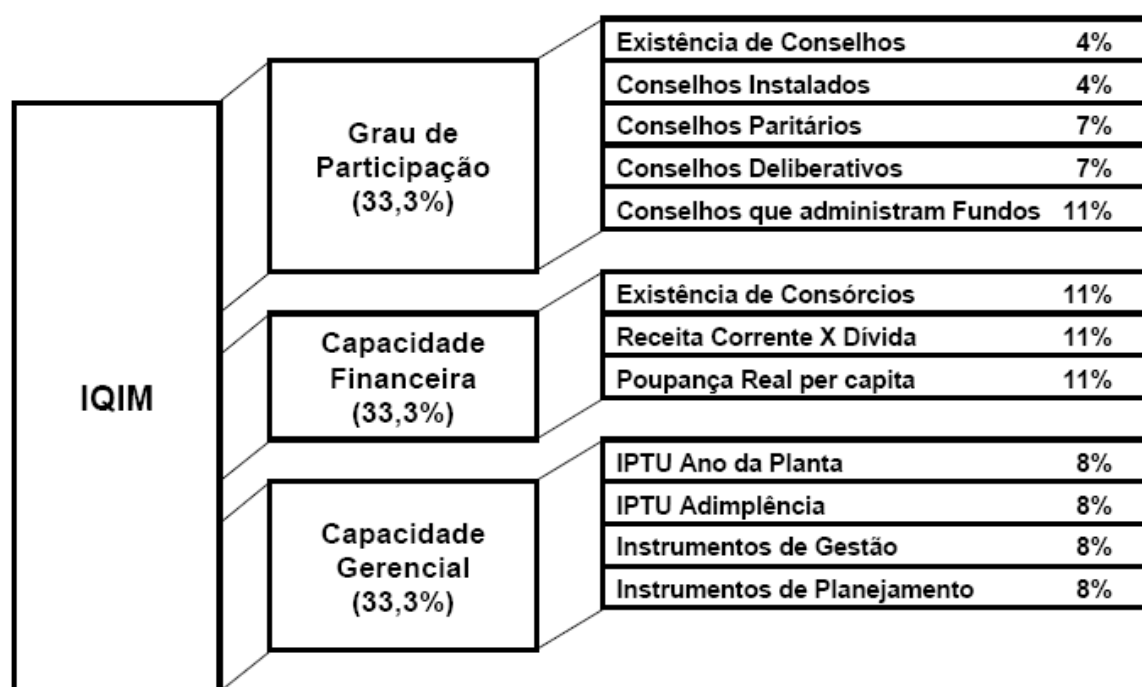
desafio encontrar medidas que tentem captar as variáveis relevantes no estudo dos fenômenos econômicos aqui abordados. Ainda há muitas relações a serem exploradas com mais profundidade, sobretudo no que diz respeito aos canais de transmissão da qualidade institucional para o nível de desenvolvimento e às inter-relações entre distribuição de renda, instituições e acumulação de fatores.

Apresentando evidências de que, no Brasil, as instituições afetam o produto, sobretudo via aumento de capital humano e a produtividade, este trabalho espera instigar pesquisa adicional na área.

APÊNDICE 1 - Descrição do indicador de qualidade institucional¹²

O indicador resulta da soma com pesos iguais de três conjuntos de sub-indicadores, de acordo com o diagrama que segue:

FIGURA 8: Diagrama da elaboração do indicador de qualidade institucional municipal



FONTE: Agenda Político-Institucional – Ministério do Planejamento

O Grau de Participação procura mensurar a participação da população na administração municipal, partindo do número de Conselhos Municipais e suas características.

A Capacidade Financeira afere o número de consórcios intermunicipais, a relação entre a dívida do município e as suas receitas correntes, líquidas das despesas de pessoal

¹² Este apêndice segue o trabalho de Pereira, Nakabashi e Sachsida, 2010.

(o que reflete sua capacidade de quitar essa dívida no tempo), e a Poupança Real per capita.

Por sua vez, a Capacidade Gerencial indica a atualidade da planta de valores para fins de IPTU, o grau de adimplência em relação ao mesmo tributo e o número de instrumentos de gestão e planejamento utilizados pelo poder municipal. Os instrumentos de gestão seriam: existência de Administração Distrital ou Regiões Administrativas, Subprefeitura, Plano Diretor, Lei de Parcelamento do Solo, Lei de Zoneamento ou equivalente, Código de Obras e Código de Posturas; e os instrumentos de planejamento: existência de Plano de Governo, Plano Estratégico e Lei Orgânica.

APÊNDICE 2 – Descrição das variáveis e fontes de dados

TABELA 13: Descrição das variáveis e fontes

variável	descrição	Fonte
Y	Produto Interno Bruto em 2000	IBGE
K	Capital Residencial Urbano em 2000	Ipeadata
H	Estoque de Capital Humano	Ipeadata
L	População residente total em 2000	Ipeadata
iqim	Indicador de qualidade institucional municipal	Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (2005)/Perfil de Informações Básicas Municipais IBGE(1999)
gini	Índice de desigualdade de renda de Gini em 2000	Ipeadata
urban	Taxa de urbanização em 2000; Razão (população residente urbana)/(população residente total)	Elaboração própria, Ipeadata
distcapital	Distância à capital estadual em km	Ipeadata
altitude	Altitude em metros	Ipeadata
idade	2000 menos o ano de instalação do município ¹³	Elaboração própria, IBGE
propbranc	Proporção de brancos; razão (população que se autodeclarou da cor branca no Censo 2010)/ população residente total	Elaboração própria, Censo (2010) IBGE
latitude	Distância para o equador; valor absoluto da latitude em graus	Ipeadata
temp	Média anual de temperaturas em °C	Ipeadata
frac	Índice de fracionamento étnico seguindo metodologia de Mauro (1995)	Elaboração própria, Censo 2010 do IBGE

¹³ A rigor, deveria ser utilizado neste cálculo o ano de criação do município, porém só havia dados para 4624 entre os 5503 municípios da amostra. Optou-se pelo ano de instalação já que a correlação entre eles é de 0,95.

APÊNDICE 3 - Outliers

Alguns municípios chamam atenção por apresentarem um produto *per capita* demasiadamente alto diante das demais variáveis (municípios pequenos, com baixa escolaridade, baixa qualidade institucional). Em geral, esses valores elevados de produto estão associados à presença de refinarias de petróleo, hidrelétricas, grandes propriedades produtoras de soja ou outra cultura de exportação, grandes montadoras de veículos ou outras indústrias de alto faturamento, etc. No entanto, esse nível elevado de produto não corresponde a um desenvolvimento econômico elevado, em seu sentido mais amplo.

Para verificar se a inclusão desses municípios distorce os resultados, em algumas regressões foram retirados os *outliers*. Como regra prática para identificação dos casos mencionados, foi adotada a exclusão dos municípios que apresentaram, no ano de 2000, PIB *per capita* superior a R\$ 20.000 e, simultaneamente, IDH inferior a 0,8. Dado que apenas 49 municípios apresentaram PIB *per capita* maior que o valor mencionado e 574 municípios possuíam IDH>0,8, isso significa que foram considerados *outliers* aqueles municípios que estão entre os 1% mais ricos, porém não estão nem ao menos entre os 10% mais desenvolvidos. 33 casos se enquadraram nesta regra:

TABELA 14: Outliers

município	estado	município	estado	município	estado
Barcarena	PA	São João Batista do Glória	MG	Cubatão	SP
Parauapebas	PA	José da Barra	MG	Jambeiro	SP
Ipojuca	PE	Tapira	MG	Luis Antônio	SP
Camaçari	BA	Anchieta	ES	Motuca	SP
São Francisco do Conde	BA	Carapebus	RJ	Ouroeste	SP
Arapora	MG	Porto Real	RJ	Sandovalina	SP
Betim	MG	Quissama	RJ	Taciba	SP
Fortaleza de Minas	MG	Rio das Ostras	RJ	Triunfo	RS
Fronteira	MG	Ariranha	SP	Itiquira	MT
Indianópolis	MG	Castilho	SP	Perolândia	GO
Pirajuba	MG	Colombia	SP	Sao Simão	GO

PARTE II: INSTABILIDADE DAS TAXAS DE CRESCIMENTO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

1 INTRODUÇÃO

Desde a década de 1990, muitos economistas passaram a investigar a relação entre instituições políticas e econômicas e o nível de produto atingido pelos países. Diversos trabalhos empíricos procuraram testar a hipótese de que instituições fortes podem ser determinantes para o processo de desenvolvimento. Embora a maioria dos estudos nessa área aborde a relação entre instituições e nível de produto, alguns autores encontraram evidências de que essas instituições têm impacto não somente sobre o nível de desenvolvimento no longo prazo, mas também exercem influência sobre as flutuações de curto prazo nas economias.

Ainda que a taxa média de crescimento do produto não reflita de forma tão clara o nível de bem-estar social em uma economia quanto o nível de produto *per capita* – *proxy* um pouco mais fiel do padrão de vida da população, embora bastante imperfeita –, a variação dessa taxa pode se refletir em perdas de bem-estar relevantes.

A instabilidade econômica, além de ser considerada nociva para o desenvolvimento, é um mal por si só: o bem estar dos indivíduos na sociedade é reduzido se o produto e o emprego flutuam demasiadamente e de forma inesperada, pois o padrão de consumo também irá variar. Além disso, flutuações de qualquer ordem (seja no produto e emprego ou no nível de preços) acarretam maior incerteza, e esta incerteza dificulta as tomadas de decisão de investimentos e impossibilita a obtenção de um crescimento sustentável.

Em geral, a volatilidade das taxas de crescimento do produto é atribuída à má condução das políticas macroeconômicas. No entanto, Acemoglu *et al.* (2003), Rodrik (1999), entre outros, ressaltam que países que se mostram mais voláteis ou mais

propensos a crises são também, em geral, aqueles que possuem instituições mais fracas. Para os autores, as políticas adotadas têm um papel, quando muito, secundário, ou são apenas sintomas de uma estrutura institucional ineficiente, o que pode causar uma correlação espúria entre políticas adotadas e volatilidade econômica.

Surge, então, a hipótese de que a qualidade das instituições possa ser um fator determinante do grau de instabilidade econômica: onde as instituições são fracas, há maior incerteza, não há controles efetivos sobre os poderes dos governantes, há mais corrupção, menos coordenação política para as tomadas de decisão necessárias para minimizar flutuações e, dessa forma, mais volatilidade do crescimento.

Após a grande depressão da década de 1930, os economistas passaram a dar maior enfoque à questão da estabilidade. Nos países da OCDE, a volatilidade se reduziu sensivelmente nas últimas décadas do século XX. Porém, grande parte dos países em desenvolvimento continuaram enfrentando o problema da instabilidade (Easterly *et al.* 2000 *apud* Klomp e De Haan, 2009).

No Brasil, o desvio-padrão das taxas de crescimento do PIB real *per capita* – medida utilizada na literatura para avaliar a volatilidade – foi de 0.019, no período de 1999 a 2008. No entanto, este dado agregado mascara a imensa disparidade entre os municípios no que se refere à volatilidade das taxas de crescimento: o desvio-padrão médio das taxas de crescimento nos municípios no mesmo período foi de 0.18, quase dez vezes o desvio-padrão do crescimento para o país como um todo. A grande volatilidade do crescimento do produto municipal, aliada às diferenças institucionais nesses municípios, pode ser um campo fértil para investigar a hipótese levantada pela literatura internacional envolvendo as duas variáveis.

Recentemente, tem-se ressaltado a importante contribuição que análises intra-país podem fornecer para melhorar o entendimento da relação entre instituições e desenvolvimento (Pande e Udry, 2006). Isto porque limitar a análise ao território de um único país reduz as dificuldades de comparação entre dados de fontes diferentes e é possível explorar diferenças nas instituições que de fato vigoram em cada região diante de um mesmo arcabouço de macro-instituições (regime político, legislação, idioma, etc.).

Diante disso, o que motiva esta dissertação é o fato de que ainda não foram realizados estudos que busquem explicar as diferenças na volatilidade das taxas de crescimento do PIB *per capita* dos municípios brasileiros a partir de uma relação com as instituições vigentes. Essa análise pode contribuir para o entendimento da relação entre instituições e instabilidade econômica ao avaliar a relação entre essas variáveis diante das mesmas políticas macroeconômicas em nível nacional (municípios estão sujeitos à mesma taxa de inflação, mesma taxa básica de juros e à mesma taxa de câmbio, por exemplo), e controlando para possíveis diferenças locais (como políticas fiscais). Além disso, entender melhor as causas da volatilidade é essencial para embasar políticas que visem reduzi-la.

O objetivo deste ensaio é, portanto, investigar se a qualidade institucional dos municípios brasileiros exerceu impacto sobre a maior ou menor instabilidade das taxas de crescimento do PIB *per capita* no período de 1999 a 2008 (período para o qual há disponibilidade de dados desagregados, em nível municipal, referentes ao Produto Interno Bruto).

Para isto, é necessário utilizar o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) para evitar o problema da endogeneidade das instituições. Pode haver uma causalidade reversa, que vai da instabilidade econômica para as instituições, e nesse caso, os Mínimos Quadrados Ordinários forneceria estimativas viesadas e inconsistentes do impacto das instituições sobre a instabilidade. A exemplo da literatura internacional e nacional, foram adotadas variáveis instrumentais que refletem aspectos geográficos e históricos, que são exógenos e correlacionados com a variável explicativa endógena (instituições).

Os resultados obtidos nas regressões de MQ2E denotam que, controlando adequadamente a questão da endogeneidade e levando em conta outras variáveis apontadas como possíveis determinantes da instabilidade do crescimento, o indicador de qualidade institucional empregado se mostrou significativo na determinação das diferenças de volatilidade nos municípios brasileiros no período sob análise. O impacto das instituições sobre a instabilidade econômica se revela bastante robusto às diferentes especificações.

Além da qualidade institucional, a desigualdade na distribuição de renda também apresentou um efeito significativo e quantitativamente relevante sobre o grau de instabilidade econômica dos municípios. Municípios com uma distribuição de renda mais desigual são mais voláteis e mais propensos a sofrer quedas drásticas no produto *per capita*. Há evidências, também, de que quanto mais urbanizados e quanto mais próximos da capital estadual os municípios se situam, menos drásticas foram as quedas sofridas nas taxas de crescimento no período analisado e menor o desvio-padrão do crescimento do produto real *per capita*.

Este ensaio está estruturado da seguinte forma: a próxima seção traz uma revisão da literatura relevante dentro deste tema, a seção 3 apresenta a metodologia e os dados empregados na análise empírica, a seção 4 apresenta os resultados fundamentais obtidos, a quinta seção testa a robustez dos resultados encontrados à inclusão de variáveis de controle e a sexta e última seção traz as considerações finais.

2 INSTABILIDADE ECONÔMICA E O PAPEL DAS INSTITUIÇÕES

Desde a década de 1990, a qualidade das instituições tem ganhado destaque na literatura como um importante fator na determinação da performance econômica. Alguns autores vêm propondo que a importância das instituições não se deve somente ao papel desempenhado no processo de crescimento de longo prazo. Muitos trabalhos recentes apontam que características institucionais das economias afetam a forma como estas reagem a crises, choques externos e, conseqüentemente, condicionam a uma maior ou menor volatilidade das taxas de crescimento do produto (Rodrik, 1999; Acemoglu *et al.*, 2003; Mobarak, 2005; Loayza *et al.*, 2007; Klomp e De Haan, 2009).

Embora aspectos estruturais dos países como suas instituições tendam a se alterar pouco ao longo do tempo, o produto tende a flutuar no curto prazo. No entanto, é desejável que a instabilidade das taxas de crescimento seja minimizada. Flutuações do

produto são, em geral, acompanhadas por flutuações no emprego, o que acarreta perdas de bem estar significativas.

A literatura tem argumentado que algumas sociedades são mais capazes do que outras a reagir a choques externos e a manter suas taxas de crescimento mais estáveis. Boas instituições parecem ser fundamentais para a coordenação das ações políticas no sentido de adotar as medidas mais eficazes para minimizar as flutuações das taxas de crescimento.

Wolfers (2003) enfatiza que a volatilidade do emprego (que acompanha a volatilidade do produto) tem altos custos para a sociedade em termos de bem estar. Para o autor, essas flutuações têm, inclusive, maior impacto sobre a felicidade dos indivíduos na sociedade do que a instabilidade das taxas de inflação.

Loayza *et al.* (2007) investigam as causas e consequências da volatilidade do crescimento nos países em desenvolvimento. Para os autores, a grande instabilidade observada nestes países decorre de um conjunto de fatores; entre eles a existência de choques externos, volatilidade das políticas macroeconômicas e instituições fracas. Destacam que a volatilidade impõe custos diretos e indiretos aos agentes: diretos – no sentido microeconômico de redução da utilidade para indivíduos avessos ao risco¹⁴ – e indiretos – via seu efeito negativo no crescimento do produto.

Ou seja, o autor sugere que não somente a instabilidade é um problema em si, ao reduzir por si só o bem estar da sociedade, como também é um fator perverso para o desenvolvimento.

Mobarak (2005) pontua que o desenvolvimento não resulta apenas de taxas de crescimento positivas e elevadas, mas também estáveis. Para o autor, a extensa literatura do crescimento que foca apenas no crescimento médio ignora uma porção bastante relevante do processo de desenvolvimento que é a estabilidade.

¹⁴ Considerando indivíduos avessos ao risco, flutuações do produto não previstas fazem com que os agentes tenham que desviar de suas trajetórias de suavização do consumo. Ou seja, a perda de utilidade decorrente de uma queda no consumo presente não é inteiramente compensada nem mesmo por um aumento futuro do nível de consumo de igual magnitude, se é assumida uma função de utilidade côncava. Este mecanismo explica o custo direto que a volatilidade impõe.

O autor utiliza uma amostra de 80 países durante as três últimas décadas do século XX em uma análise de dados em painel e estabelece um link entre volatilidade das taxas de crescimento e nível de desenvolvimento econômico. Ele encontra fortes evidências de que instituições democráticas resultam em menos instabilidade e mais desenvolvimento.

Rodrik (1999) também aborda a questão da instabilidade e defende que o efeito dos choques externos enfrentados pelas economias é mais acentuado onde há maior conflito social latente e instituições mais fracas, sobretudo no que diz respeito às instituições de gerenciamento de conflitos – definidas como aquelas relacionadas ao grau de democracia, à efetividade do judiciário, às liberdades civis e aos direitos políticos. O autor procura mensurar a profundidade dos conflitos sociais latentes por meio de *proxies* como desigualdade de renda, fracionamento étnico e linguístico.

Em sua análise empírica, Rodrik (1999) enfoca o colapso de crescimento observado em grande parte dos países em meados da década de 1970. Tomando como variável dependente a diferença entre a taxa média de crescimento do PIB no período 1960-1975 e nos anos 1975-1989, Rodrik (1999) observa que os países que apresentaram quedas mais drásticas nas taxas de crescimento foram aqueles que possuíam instituições mais fracas (na dimensão de resolução de conflitos) e sociedades mais fragmentadas. Controlando para estas duas variáveis, a própria magnitude dos choques externos se mostrou secundária na determinação da diferença entre as taxas de crescimento nos dois períodos, e, além disso, diversas políticas macroeconômicas – como o nível de gastos do governo e políticas comerciais – não foram significativas.

Acemoglu *et al.* (2003) investigam as relações entre volatilidade das taxas de crescimento do produto *per capita* (e outras medidas de desempenho econômico), políticas macroeconômicas e instituições em uma análise entre países no período 1970-1997. Os autores concluem que as políticas macroeconômicas (como a razão consumo do

governo/PIB e a taxa média de inflação) não constituem as causas da volatilidade das taxas de crescimento observadas no período sob análise.¹⁵

Apenas a sobrevalorização do câmbio apresentou um efeito significativo sobre a instabilidade econômica. Além da volatilidade – mensurada como o desvio-padrão das taxas de crescimento do PIB *per capita* – os autores utilizam como variáveis explicadas uma medida de crise – a maior queda da taxa de crescimento observada no período – e, simplesmente, a taxa média de crescimento do período, como uma medida geral de desempenho econômico.

A correlação existente entre as políticas do governo e a volatilidade, para os autores, indica que tais políticas são apenas sintomas, enquanto as causas fundamentais da elevada volatilidade observada em algumas economias está na qualidade das instituições. Quando tal variável é incluída na análise, mesmo controlando para os problemas de endogeneidade e possíveis erros de mensuração, as variáveis referentes à política macroeconômica perdem a significância estatística.

Os resultados encontrados por Acemoglu *et al.* (2003) são robustos à inclusão de uma série de possíveis determinantes adicionais do grau de instabilidade econômica, como o nível de renda inicial – possibilidade esta ressaltada por Acemoglu e Zilibotti (1997)¹⁶ –, nível educacional, variabilidade dos termos de troca e abertura comercial, entre outras.

Os autores também controlam para a possível endogeneidade das instituições ao utilizar o método de variáveis instrumentais. Tomando como base Acemoglu *et al.* (2001), utilizam uma variável instrumental construída a fim de captar o “componente historicamente determinado das instituições”: a mortalidade potencial dos colonizadores que, segundo os autores, foi determinante para a conformação das instituições iniciais nas

¹⁵ A variável gastos/PIB é incluída como *proxy* para tamanho do governo e política fiscal irresponsável. Os autores optaram por sua inclusão por fornecer resultados mais satisfatórios do que a variável dívida pública como proporção do PIB. Os resultados indicam que um governo maior está associado a uma elevação na volatilidade.

¹⁶ Seguindo Barro (1991), a renda *per capita* inicial é geralmente incluída nas regressões de crescimento para controlar para possíveis efeitos de convergência. No caso da regressão da volatilidade, Acemoglu e Zilibotti (1997) indicam que tal variável deve ser incluída, pois países mais pobres tendem a sofrer uma instabilidade consideravelmente maior.

colônias europeias e, devido à inércia institucional, apresenta grande correlação com as instituições atuais nas ex-colônias.

Mobarak (2005) também utiliza este instrumento e encontra evidências robustas da influência do regime democrático sobre a menor volatilidade econômica e, mais do que isso, indica que a volatilidade é o principal canal relacionando instituições e nível de desenvolvimento.

Acemoglu *et al.* (2003) apontam alguns canais pelos quais as instituições locais podem influenciar a instabilidade do crescimento do produto. Para os autores, países com instituições fracas impõem poucas restrições aos poderes dos governantes, ocasionando maior liberdade de ação e maiores incentivos para que os políticos utilizem seu poder para redistribuir renda em seu favor e em favor de uma elite ao invés de procurar sanar os problemas coletivos. Essa falta de controles efetivos e limitações ao poder executivo, ao tornarem mais atraentes os cargos políticos, ocasionam maior disputa pelo poder entre os diversos grupos e maior turbulência.

Além disso, os autores ressaltam que, em um ambiente em que as instituições são fracas, a resolução dos problemas coletivos só ocorrerá por meio da coordenação baseada em confiança, o que pode dificultar ou inviabilizar qualquer tipo de ajuste.

Há ainda outras três razões pelas quais os autores acreditam que as instituições podem ser responsáveis pelo grau de instabilidade econômica. Onde as instituições são ruins, os contratos tendem a ser mais incompletos, tornando as relações econômicas mais suscetíveis aos eventuais choques. Adicionalmente, o governante pode se sentir forçado a perseguir políticas insustentáveis a fim de beneficiar determinados grupos e manter-se no poder, causando instabilidade no momento em que tais políticas são interrompidas. E ainda, num ambiente de instituições fracas, os investidores tendem a optar por investir em setores dos quais podem retirar seus investimentos mais rapidamente, contribuindo para a maior volatilidade das taxas de crescimento.

Tello, Rondán e Peschiera (2005) questionam os resultados obtidos por Acemoglu *et al.* (2003) de que as políticas econômicas discricionárias adotadas são secundárias na determinação das diferenças no grau de volatilidade entre os países. Os autores acreditam

que a conclusão obtida naquele trabalho – de que as instituições são a causa fundamental das diferenças de volatilidade – é fruto das diferenças institucionais existentes entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento.

Embora, empregando uma amostra de 115 países, Tello, Rondán e Peschiera (2005) encontrem resultados semelhantes aos de Acemoglu *et al.* (2003), os autores deparam-se com evidências contrárias ao analisar uma sub-amostra de 38 países em desenvolvimento: outros fatores como a indisciplina fiscal e a volatilidade das taxas de juros parecem ser fatores mais relevantes para a instabilidade nessas economias.

Klomp e De Haan (2009), ao contrário, apontam o predomínio do efeito das instituições políticas sobre o efeito das variáveis de política econômica na determinação do grau de instabilidade. Partindo de uma amostra de 95 países no período 1960-2005 e empregando três conjuntos de indicadores políticos (tipo de regime, estabilidade do regime e incerteza política), os autores concluem que instabilidade e incerteza política se refletem em uma maior volatilidade econômica, enquanto a democracia propicia maior estabilidade – em consonância com Acemoglu *et al.* (2003) e Mobarak (2005).

Outros fatores podem influenciar o grau de volatilidade de uma economia, como sua maior ou menor exposição a choques externos, grau de diversificação da estrutura produtiva, tamanho do governo e distribuição de renda. Economias mais diversificadas tendem a ser mais capazes de suavizar o efeito dos choques. Já a desigualdade de renda é uma potencial fonte de volatilidade. Em sociedades com grande desigualdade de renda em que o nível de renda é um fator relevante para o acesso ao crédito, muitas pessoas são privadas do crédito necessário para suavizar o consumo, e este processo agrava o efeito dos choques (KLOMP E DE HAAN, 2009).

Sangnier (2010) também investiga as diferenças no grau de volatilidade entre os países. Empregando dados de corte para 57 países, o autor encontra evidências de que o grau de volatilidade no período 1970-2007 está intimamente ligado ao grau de confiança na sociedade. Embora a confiança entre os agentes econômicos esteja mais ligada ao conceito de capital social, Sangnier (2010) ressalta que a percepção de confiança depende fundamentalmente da qualidade das instituições nas economias.

O autor aponta dois canais pelos quais melhores instituições e a consequente maior confiança entre os agentes impactam na volatilidade: i) a percepção de confiança depende inclusive do comprometimento das autoridades e, portanto, espera-se que nas sociedades com maior nível de confiança, isto reflita que as autoridades são mais comprometidas, mais engajadas, e, portanto, deve haver um melhor gerenciamento e menor variabilidade dos gastos públicos; e ii) se os agentes se consideram mutuamente confiáveis, há menos incerteza, favorecendo uma taxa de investimento elevada e persistente ao longo do tempo. Ou seja, a suavização do crescimento do produto se dá via suavização dos componentes gastos do governo e investimento. Empiricamente, o autor encontra evidências de que o segundo canal seja mais relevante.

Em uma análise da evolução da literatura que aborda instituições e desenvolvimento desde que o tema ganhou maior enfoque (no final da década de 1990), Ugur (2010) ressalta que determinados tipos de instituições são capazes de reduzir a instabilidade no nível macroeconômico, pois diminuem a incidência da volatilidade decorrente das más políticas e possibilitam a melhor absorção dos choques externos. O autor propõe que instituições capazes de promover mais estabilidade afetam a performance econômica ao reduzir a incerteza e tornar o crescimento sustentável.

Grande parte dos trabalhos mencionados nesta seção admitem que isolar o efeito das instituições e das políticas macroeconômicas sobre a volatilidade é uma tarefa difícil quando se trabalha com amostras de países, pois as políticas econômicas podem não ser facilmente comparáveis e as especificidades de cada economia podem afetar a forma como reagem a choques externos. Além disso, a própria mensuração da exposição de cada economia a choques é bastante imprecisa.

Porém, dentro do território nacional, taxas de câmbio, juros e outras variáveis referentes à política macroeconômica são constantes, e pode-se assumir que a exposição a choques externos é razoavelmente similar em todo o território. Dessa forma, examinar as diferenças entre o grau de volatilidade no crescimento do produto entre unidades territoriais menores em um único país pode auxiliar no entendimento dessa questão.

3 METODOLOGIA E DADOS

Neste artigo, busca-se testar a hipótese levantada pela literatura internacional de que a qualidade das instituições exerce impacto sobre o maior ou menor grau de instabilidade econômica. Para isso, serão empregadas como variáveis dependentes medidas de instabilidade do crescimento nos municípios brasileiros no período 1999-2008.

Como *proxy* para qualidade das instituições, é adotado o Indicador de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) elaborado pelo Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, em 2005, com base no Perfil de Informações Básicas Municipais (1999), do IBGE. O IQIM foi padronizado para que o coeficiente estimado expresse o impacto causado pelo aumento de um desvio-padrão nesse indicador sobre a variável dependente.

O Índice de Qualidade Institucional Municipal, que varia de 0 a 6, resulta da soma com pesos iguais de três conjuntos de sub-indicadores: Capacidade Financeira, Capacidade Gerencial e Grau de Participação.

O Grau de Participação mede a participação da população na administração municipal com base no número de Conselhos Municipais e suas características. A Capacidade Financeira está relacionada ao número de consórcios intermunicipais, à relação entre a dívida do município e as suas receitas correntes, líquidas das despesas de pessoal (o que reflete sua capacidade de quitar essa dívida no tempo), e à poupança real *per capita*.¹⁷ Já a Capacidade Gerencial engloba a atualidade da planta de valores para fins de IPTU, o grau de adimplência em relação a este tributo e o número de instrumentos de gestão e planejamento utilizados pelo poder municipal. (ver Apêndice 1 para descrição detalhada do índice).

¹⁷ Essas duas medidas, razão dívidas/receitas e poupança real *per capita*, estão relacionadas à situação fiscal do município, ou seja, parte do IQIM pode captar o comportamento da política fiscal junto com as demais medidas de qualidade institucional. Portanto, em algumas das estimações das seções seguintes, é empregado um indicador modificado, excluindo estas duas dimensões do IQIM, para verificar se os dois sub-indicadores mencionados – mais relacionados à política macroeconômica do que à qualidade institucional – não estão conduzindo os resultados.

A estimação do impacto do indicador de qualidade institucional sobre a instabilidade das taxas de crescimento do produto *per capita* municipal irá se basear primordialmente no trabalho de Acemoglu *et al.* (2003). Como variáveis explicadas, serão adotados o desvio-padrão da taxa de crescimento do produto real *per capita* entre os anos 1999 e 2008 (variável *dpcresc*), para os quais há dados disponíveis. Além dessa variável, será utilizada a maior queda na taxa de crescimento do produto entre dois anos consecutivos, dentro desse período, como uma medida da severidade das quedas sofridas nas taxas de crescimento do PIB (variável *maxgap*). Esta variável é calculada como segue:

$$maxgap_i = - \text{Min}\{(cresc_{t,i} - cresc_{t-1,i})\} \quad (1)$$

onde t varia de 2000 a 2008 e $cresc_{t,i}$ é a taxa de crescimento do PIB real *per capita* entre o ano t e o ano $t+1$ no município i . Quando $cresc_t < cresc_{t-1}$, tem-se uma queda na taxa de crescimento (valor negativo). O oposto do valor mínimo dessa diferença ($cresc_t - cresc_{t-1}$), ou seja, a queda mais expressiva entre duas taxas de crescimento em cada município, é chamado de maior *gap* entre taxas de crescimento do PIB *per capita* no período em análise.

A especificação econométrica adotada será:

$$V_i = \theta_0 + \theta_1 I_i + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

onde V_i representa a variável de instabilidade econômica (desvio-padrão das taxas de crescimento ou maior *gap* de crescimento no período) no município i , I_i é o IQIM, ε_i é o resíduo e X_i é um vetor de outras variáveis que podem afetar a volatilidade – como a renda *per capita* média no período, gastos do governo como proporção do PIB e, ainda, variáveis relacionadas a conflitos sociais latentes, como desigualdade de renda e fracionamento étnico, conforme sugere Rodrik (1999).

No entanto, se a volatilidade afeta o nível de desenvolvimento e este tem impacto sobre a qualidade das instituições, pode haver um problema de simultaneidade na equação (2), fazendo com que a premissa do modelo clássico de regressão linear de que $Cov(\varepsilon_i, V_i) = 0$ seja violada (WOOLDRIDGE, 2002). Neste caso, a estimação da equação (2) pelo método de mínimos quadrados ordinários forneceria estimadores viesados e inconsistentes do impacto da qualidade das instituições sobre a instabilidade.

Portanto, a equação (2) deverá ser estimada pelo método de mínimos quadrados em dois estágios, empregando instrumentos exógenos e correlacionados apenas com o regressor endógeno, com o objetivo de resolver o problema de endogeneidade das instituições em relação à volatilidade econômica. Dessa forma, nas regressões de primeiro estágio, regride-se a *proxy* adotada para qualidade institucional contra os instrumentos exógenos selecionados e considerados válidos e, ao invés do IQIM, utiliza-se seu valor estimado como regressor na equação (2). As equações (3) e (4) representam as especificações do primeiro e do segundo estágio, respectivamente:

$$I_i = \alpha_0 + \mathbf{Z}'_i \boldsymbol{\lambda} + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\delta} + \mu_i \quad (3)$$

$$V_i = \theta_0 + \theta_1 \widehat{I}_i + \mathbf{X}'_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \quad (4)$$

onde I_i é o IQIM, \mathbf{Z}_i o vetor de instrumentos exógenos para a qualidade institucional, \mathbf{X}_i o vetor de outras variáveis explicativas (exógenas) e μ_i e ε_i termos de erro aleatórios. Para que os instrumentos sejam considerados válidos, devem apresentar correlação com a variável explicativa e serem ortogonais ao termo de erro aleatório (WOOLDRIDGE, 2002). Serão apresentados os testes de validade dos instrumentos empregados.

Menezes-Filho *et al.* (2006) empregam o valor absoluto da latitude como instrumento por ser uma variável fortemente correlacionada com as instituições do passado e, conseqüentemente, com as instituições atuais. A distância do equador provavelmente reflete a conformação das instituições iniciais, pois municípios mais ao

norte foram aqueles que sofreram de forma mais acentuada os efeitos da primeira fase da colonização europeia no Brasil para fins de exploração. As regiões mais quentes e propícias a culturas como o açúcar, por exemplo, foram aquelas em que predominou a agricultura em grandes propriedades e com mão-de-obra escrava (sistema de *plantation*). Este tipo de atividade, segundo a literatura, não proporciona o desenvolvimento de instituições favoráveis ao processo de crescimento, pois favorecem uma pequena elite de forma a concentrar renda e inviabilizar que uma ampla parcela da população tenha acesso a oportunidades econômicas (ENGERMAN E SOKOLOFF, 2002; ACEMOGLU, JOHNSON E ROBINSON, 2001, 2002).

Por este mesmo argumento, outro potencial candidato a variável instrumental é a proporção de indivíduos de descendência europeia. A Europa ocidental é considerada o berço das “boas instituições”. Portanto, nas regiões que receberam maior número de imigrantes europeus, espera-se que as instituições desenvolvidas inicialmente beneficiem uma parcela mais ampla da população do que naquelas em que predominou o trabalho escravo e a agricultura voltada para a exportação.

Acemoglu *et al.* (2002) desenvolvem esse argumento de que, nas regiões em que os colonizadores europeus se assentaram em maior número, desenvolveram-se instituições mais favoráveis às boas instituições (que os autores chamam *instituições da propriedade privada* – que proporcionavam o acesso à propriedade privada a uma camada mais ampla da população –, em oposição às *instituições extrativas* – que promoviam a concentração do poder nas mãos de uma pequena elite, reduzindo o investimento, as oportunidades para a industrialização e para o crescimento econômico). Os autores tentam captar a presença dos europeus pela taxa potencial de mortalidade dos colonizadores. Neste trabalho, uma *proxy* para a presença das instituições de origem europeia é a proporção de brancos nos municípios.

De fato, as duas variáveis exógenas que apresentaram maiores correlações com o IQIM foram o módulo da latitude (0.59) e a proporção de brancos (0.54). Essas variáveis entram no primeiro estágio das regressões para contornar o problema de bicausalidade entre instituições e volatilidade econômica.

A especificação básica adotada incluirá como variáveis explicativas, além do IQIM, o nível do PIB *per capita* médio no período (*pib_pc*) para verificar se, de fato, municípios com renda mais elevada são menos voláteis, os gastos do governo como proporção do PIB (*gastos_pib*) para mensurar o impacto do tamanho do governo, o índice de Gini para o ano de 2000 e um índice de fracionamento étnico como medidas de conflito social latente, como propõe Rodrik (1999).

O PIB *per capita* médio é a média aritmética do PIB real *per capita* entre 1999 e 2008 calculada com os dados do IBGE. Em algumas estimações, utiliza-se a razão gastos/PIB para o ano de 2000 (*gastos_pib_2000*), pois há dados disponibilizados pelo IPEA referentes às finanças públicas municipais para um número maior de municípios. Em outras regressões, a fim de captar de forma mais fiel o comportamento da política fiscal nos municípios, utiliza-se a média da razão gastos/PIB entre os anos de 1999 e 2005 (*gastos_pib_med*), pois 2005 é o último ano para o qual há dados em nível municipal para as finanças públicas. Porém, perde-se quase 900 observações devido à falta de dados no cômputo dessa variável.

O índice de fracionamento étnico foi calculado para cada município segundo a fórmula:

$$frac = 1 - \sum_{i=1}^5 \left(\frac{n_i}{N}\right)^2, \quad (5)$$

onde n_i é o número de indivíduos pertencentes ao grupo i e N é o número total de indivíduos. Os cinco grupos são: brancos, pardos, negros, amarelos e indígenas. Os dados são do Censo 2010 do IBGE¹⁸. A interpretação do indicador é que, se todos os indivíduos pertencessem a um mesmo grupo, suponha $i=1$, então $n_1 = N$, de modo que $frac = 0$. Ao contrário, se houvesse infinitos grupos e cada indivíduo pertencesse a um grupo diferente,

¹⁸ Não há dados do universo da população referentes à raça em nível municipal disponibilizados para o ano 2000. Porém, assume-se nesta dissertação que a configuração das etnias em cada município não se altera de forma tão substancial ao longo de uma década, de forma que se pode utilizar a proporção de indivíduos que se autodeclararam pertencente a cada etnia em 2010 como *proxy* para estas proporções em 2000.

o somatório de n_i/N tenderia a 0 e *frac* tenderia a 1. Em suma, quanto maior este indicador, maior o fracionamento étnico.

Além das variáveis acima descritas, incluiu-se em algumas especificações como controles adicionais o tamanho da população em 2000 (*pop_2000*), o número de homicídios por mil habitantes (*homic*), o grau de urbanização (*urban*), a escolaridade média da população com mais de 25 anos (*educ*) e a distância à capital estadual (*distcapital*). Para descrição detalhada das variáveis e fonte de dados, ver Apêndice 2.

Essas variáveis são incluídas para verificar: i) se municípios maiores, que possivelmente apresentam uma economia mais diversificada, são menos propensos a sofrer mudanças bruscas em suas taxas de crescimento; ii) se a violência medida pelos homicídios (possível medida de conflito social que a literatura aponta como um determinante adicional da instabilidade) é uma variável relevante nessa análise; iii) se a volatilidade do produto é menor ou maior nas regiões mais urbanizadas em relação às áreas agrícolas; iv) se diferenças no grau de escolaridade da população são relevantes para a estabilidade econômica; e v) se a proximidade com as capitais estaduais, possivelmente mais dinâmicas, ameniza a volatilidade do produto. A Tabela 15 traz algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas:

TABELA 15: Estatísticas descritivas

variável	observações	média	desvio-padrão	mínimo	máximo
dpcresc	5506	0.18	0.159	0.029	3.961
maxgap	5591	0.446	0.480	0.03	12.365
iqimpad	5506	0	1	-3.669	3.396
iqimspad	5506	0	1	-2.739	3.463
pib_pc	5506	6780.43	7658.20	1143.09	211607.60
gastos_pib_med	3876	0.119	0.181	0.016	6.985
gastos_pib_2000	4616	0.152	0.092	0.000	1.114
gini_2000	5506	0.561	0.059	0.36	0.82
frac	5563	0.465	0.119	0.017	0.707
pop_2000	5506	30835.71	186767.5	795	10434250
homic	5506	0.101	0.163	0	1.514
urban	5505	0.588	0.233	0.016	1
educ	5506	4.039	1.288	0.8	9.7

distcapital	5506	253.215	163.692	0	1476.277
propbranc	5563	0.278	0.252	0.000	0.983
latitude	5506	16.419	8.226	0.039	33.691
temp	4973	22.73	2.987	14	28.042
altitude	5506	412.544	293.119	0	1628

Fonte: Elaboração própria.

4 RESULTADOS

Nas tabelas que seguem, o número de observações varia conforme a disponibilidade de dados para as variáveis incluídas nas regressões¹⁹. A Tabela 16 traz os resultados das estimações da especificação básica descrita na seção anterior pelo método de MQ2E:

TABELA 16: Desvio-padrão do crescimento – especificação básica

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: dpcrec						
iqimpad	-0.0451 (0.0098)***	-0.0505 (0.0104)***	-0.0557 (0.0124)***			
iqimspad				-0.0473 (0.0098)***	-0.0451 (0.0090)***	-0.0555 (0.0119)***
gastos_pib2000	0.0507 (0.0491)			-0.0419 (0.0551)		
gastos_pib_med		-0.0158 (0.0119)			-0.0055 (0.0207)	
pib_pc	6.92e-06 (1.60e-06)***	8.51e-06 (1.45e-06)***	8.80e-06 (2.27e-06)***	6.35e-06 (1.43e-06)***	7.90e-06 (1.31e-06)***	8.38e-06 (2.12e-06)***
gini	0.1045 (0.0459)**	0.1348 (0.0525)***	0.1803 (0.0653)**	0.1487 (0.0464)***	0.1828 (0.0542)***	0.2289 (0.0717)***
frac	-0.0295 (0.0223)	-0.0330 (0.0241)	-0.0381 (0.0261)	-0.0186 (0.0208)	-0.0154 (0.0219)	-0.0270 (0.0243)

¹⁹ A base de dados continha inicialmente os 5507 municípios brasileiros considerados pelo IBGE em 2000. Porém, faltam dados, sobretudo referentes às finanças públicas, para muitos desses municípios. Por esta razão, em algumas colunas, reporta-se a estimação sem a inclusão da variável gastos como proporção do PIB para verificar se o coeficiente da variável de interesse (iqim) se mantém significativo quando é empregado o maior número de observações. Além dos municípios excluídos da análise por falta de dados, foi retirado da amostra o município de Canindé do São Francisco (SE) por apresentar dados extremamente discrepantes (provável erro de mensuração).

const.	0.0815 (0.0361)**	0.0600 (0.0331)*	0.0387 (0.0267)***	0.0683 (0.0357)*	0.0294 (0.0342)***	0.0092 (0.0440)
Observ.	4613	3619	5504	4613	3619	5504
F	5.77	7.17	7.47	6.50	7.59	7.91
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	27.167 (0.0000)	20.757 (0.0000)	20.874 (0.0000)	14.804 (0.0001)	10.607 (0.0011)	13.031 (0.0000)
Hansen J ^b (p-valor)	0.069 (0.7932)	0.655 (0.4184)	0.086 (0.7691)	0.138 (0.7104)	1.686 (0.1941)	0.715 (0.3977)
ACC LR ^c (p-valor)	829.656 (0.0000)	697.436 (0.0000)	1605.578 (0.0000)	637.501 (0.0000)	663.883 (0.0000)	1471.002 (0.0000)
S.Y. ^d	453.783	383.843	931.131	341.307	363.634	842.241
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. iqimpad e iqimspad instrumentalizados no primeiro estágio pelas variáveis latitude e propbranc. Const. é o intercepto, observ. é o número de observações e a estatística F refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o iqim deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

As colunas (1) a (3) utilizam como indicador de qualidade institucional o IQIM padronizado, enquanto as colunas (4) a (6) utilizam um sub-índice do IQIM (também padronizado), excluindo os componentes relacionados às políticas do governo, ou seja, a razão entre a dívida e as receitas correntes municipais e também a poupança real *per capita*. Dessa forma, garante-se que o efeito das políticas macroeconômicas não seja confundido com o efeito da qualidade institucional sobre a volatilidade nos municípios.

Em todas as colunas da Tabela 16, observa-se que o indicador de qualidade institucional apresenta o sinal esperado e é estatisticamente significativo. Um maior índice de qualidade das instituições corresponde a uma menor volatilidade do PIB real *per capita*, medida aqui pelo desvio padrão das taxas de crescimento no período 1999-2008. Estes primeiros resultados indicam que um aumento de um desvio-padrão no IQIM reduz em cerca de 0.05 a variável explicada. Levando em conta que a média de *dpcresc* é de 0.18, este efeito é relevante: uma melhora de um desvio-padrão no IQIM de um

determinado município implica em uma redução de 28% de sua volatilidade em relação à volatilidade média do crescimento nos municípios, *ceteris paribus*.

Embora a literatura indique que o tamanho do governo possa ser um dos determinantes da volatilidade das taxas de crescimento dos países, este efeito não parece se verificar em nível municipal. Os coeficientes das variáveis razão gastos/PIB para o ano 2000 e razão gastos/PIB média para os anos 1999-2005 (*proxy* para a razão de gastos no período) apresentaram sinais opostos e não foram significativos nas duas primeiras regressões. Uma possível explicação para esse resultado é que haja dois efeitos em direções opostas que, em média, se anulam: a razão de gastos pode ser um indicativo de uma política fiscal irresponsável e nociva para a estabilidade; no entanto, governos municipais que incorrem em gastos maiores podem contribuir para suavizar o efeito de flutuações. Por exemplo, municípios em que o funcionalismo público é a fonte de renda de uma parcela grande da população tendem a sofrer menos o impacto de recessões sobre o nível de emprego.

Ou ainda, conforme propõe Acemoglu *et al.* (2003), instituições fracas implicam em maior volatilidade, enquanto as políticas macroeconômicas podem consistir apenas em um sintoma de instituições ruins, e não em uma causa fundamental da estabilidade.

Na terceira coluna da Tabela 16, não foi incluída a variável de política fiscal para que não fossem perdidas as 891 observações para as quais este dado não está disponível. Na amostra mais ampla, os resultados foram qualitativamente semelhantes. O coeficiente do *iqim* foi ligeiramente maior e permaneceu significativo a 1%.

Um resultado inesperado é o sinal da variável PIB *per capita*. Em todas as estimações, *pib_pc* apresenta coeficiente positivo e significativo a 1%, indicando que, controlando para as demais variáveis, municípios com maior nível de produto *per capita* são mais voláteis, embora a literatura internacional proponha que nível de renda e volatilidade estejam inversamente relacionados.

Já o índice de desigualdade de renda de Gini apresentou o efeito esperado sobre a instabilidade. Quanto maior o gini, ou seja, quanto mais desigual a distribuição de renda, maior o desvio-padrão das taxas de crescimento nos municípios. Embora seu coeficiente

não tenha sido muito persistente nas diferentes estimações, o índice de Gini foi significativo na determinação do grau de volatilidade. Já o índice de fracionamento étnico, ao contrário, não parece constituir uma fonte de “conflito social latente” – no sentido atribuído por Rodrik (1999) – com efeitos negativos sobre a estabilidade nos municípios do Brasil. A variável não é estatisticamente significativa em nenhuma das estimações.

Nas quatro últimas linhas da Tabela 16, foram reportados os resultados dos testes referentes à endogeneidade do indicador de qualidade institucional e à qualidade dos instrumentos empregados para corrigi-la. O teste de Durbin-Wu-Hausman rejeitou a hipótese nula de que o IQIM seja exógeno com relação à variável explicada e, portanto, é adequado utilizar o método de MQ2E.

O teste J de Hansen – estatística similar à calculada pelo teste de Sargan, porém robusta à heterocedasticidade – não rejeita, em nenhuma das regressões, a hipótese nula conjunta de que: i) os instrumentos são válidos (não correlacionados com o termo de erro); e ii) os instrumentos excluídos (que entram apenas no primeiro estágio) são corretamente excluídos (isto é, não tem impacto direto na variável dependente no segundo estágio).

O teste de Anderson de correlação canônica rejeita a hipótese nula de que a equação é sub-identificada, indicando que os instrumentos utilizados são relevantes (correlacionados com o regressor endógeno, *iqim*). É necessário ainda testar se os instrumentos não são fracos. A estatística F de Cragg-Donald é utilizada para verificar se essa correlação constatada pelo teste de correlação canônica não é fraca. Em todas as regressões, essa estatística é maior que os valores críticos de Stock e Yogo, rejeitando a hipótese nula de que os instrumentos são correlacionados com o regressor endógeno apenas fracamente.

Nas colunas (4), (5) e (6) desta primeira tabela, os resultados usando o indicador alternativo – *iqimspad* (excluindo os sub-indicadores referentes à situação fiscal dos municípios) –, foram muito similares, indicando que o efeito da qualidade institucional

observado sobre a variável explicada nas três primeiras colunas não estava sendo conduzido pelas variáveis que refletem a política macroeconômica.

Para fins de comparação, foram estimadas as mesmas regressões reportadas na Tabela 16, porém utilizando outras variáveis instrumentais no primeiro estágio (temperatura e altitude²⁰). A Tabela 17 apresenta os resultados:

TABELA 17: Desvio-padrão do crescimento – outros instrumentos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variável dependente: dpcresc						
iqimpad	-0.0830 (0.0118)***	-0.0870 (0.0138)***	-0.0765 (0.0138)***			
iqimspad				-0.0762 (0.0107)***	-0.0708 (0.0113)***	-0.0692 (0.0121)***
gastos_pib2000	-0.0676 (0.0600)			-0.1906 (0.0648)***		
gastos_pib99_05		-0.0492 (0.0367)			-0.1013 (0.0630)	
pib_pc	7.44e-06 (1.85e-06)***	9.27e-06 (1.57e-06)***	9.51e-06 (2.60e-06)***	6.27e-06 (1.55e-06)***	7.89e-06 (1.34e-06)***	8.69e-06 (2.34e-06)***
gini	0.1095 (0.0506)**	0.1654 (0.0568)***	0.1770 (0.0735)**	0.1896 (0.0504)***	0.2403 (0.0584)***	0.2471 (0.0810)***
frac	-0.1035 (0.0278)***	-0.1101 (0.0315)***	-0.08330 (0.0296)***	-0.0702 (0.0247)***	-0.0665 (0.0263)**	-0.0592 (0.0266)**
const.	0.1317 (0.0444)***	0.0876 (0.0395)**	0.0555 (0.04692)	0.0926 (0.0415)**	0.0372 (0.0391)	0.0119 (0.0513)
Obser.	4228	3345	4971	4228	3345	4971
F	10.97	10.63	11.57	11.69	10.37	11.99
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	61.726 (0.0000)	38.737 (0.0000)	34.893 (0.0000)	46.437 (0.0000)	29.196 (0.0000)	24.715 (0.0000)
Hansen J ^b (p-valor)	0.958 (0.3278)	0.476 (0.4901)	1.971 (0.1603)	1.838 (0.1752)	1.263 (0.2612)	4.690 (0.0303)
ACC LR ^c (p-valor)	404.075 (0.0000)	312.869 (0.0000)	847.950 (0.0000)	408.921 (0.0000)	375.492 (0.0000)	923.539 (0.0000)
S.Y. ^d	211.656	163.641	461.725	214.319	198.274	506.837
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

²⁰ As variáveis instrumentais empregadas no primeiro estágio das regressões na tabela 17, distância para o equador e proporção de brancos, foram as que apresentaram maiores correlações com o IQIM (0.59 e 0.54, respectivamente). As correlações de temperatura e altitude com o indicador foram de -0.51 e -0.26.

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* e *iqimspad* instrumentalizados no primeiro estágio pelas variáveis *temp* e *altitude*. *Const.* é o intercepto, *observ.* é o número de observações e a estatística *F* refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística *F* de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

O argumento para o emprego desses instrumentos é semelhante. Municípios mais quentes e planos foram aqueles mais amplamente explorados nas atividades agrícolas voltadas para o mercado externo, com utilização de mão de obra escrava, favorecendo o surgimento de instituições pouco favoráveis ao processo de desenvolvimento. Embora os instrumentos empregados nas regressões (1), (2) e (3) da Tabela 17 apresentem correlação menor com o IQIM, o teste J de Hansen não rejeitou sua validade.

Novamente, o indicador de qualidade das instituições apresenta o sinal esperado e é significativo a 1% em todas as estimações. Seu coeficiente, nessas regressões, é sensivelmente mais elevado, tanto empregando o indicador original (colunas (1) a (3)), quanto empregando o indicador reformulado (colunas (4) a (6)).

Os resultados indicam que uma elevação de um desvio-padrão no IQIM se reflete em uma queda de cerca de 0.08 na variável dependente (desvio-padrão do crescimento do PIB *per capita*).

As demais variáveis fornecem resultados semelhantes: a desigualdade de renda apresentou efeito positivo e significativo sobre a volatilidade (embora o coeficiente seja bastante sensível às alterações na especificação), indicando que nos municípios em que há pior distribuição de renda, as taxas de crescimento do produto *per capita* na década 1999-2008 flutuaram mais. O PIB *per capita*, mais uma vez, apresentou efeito contrário ao previsto pela literatura, bem como o fracionamento étnico, que nas regressões da Tabela 17 tem um efeito negativo e significativo. Esta variável não parece cumprir o mesmo papel que na literatura internacional, que a utiliza como *proxy* para a existência de conflitos latentes na sociedade. Outra possibilidade é que, no Brasil, o conflito social não seja uma fonte de instabilidade, quando levamos em conta o efeito das instituições.

Novamente, expurgar os componentes referentes às contas do governo do indicador de qualidade institucional não invalidou os resultados: nas três últimas colunas da Tabela 17, o indicador *iqimspad* é significativo a 1%.

Além do desvio-padrão das taxas de crescimento, outra medida interessante de instabilidade econômica é a maior diferença (negativa) entre duas taxas de crescimento consecutivas, ou seja, o maior *gap* de crescimento no período. Na Tabela 18, a exemplo do trabalho de Acemoglu *et al.* (2003), adota-se essa medida como variável dependente, e as variáveis independentes são idênticas às regressões anteriores.

TABELA 18: Gap de crescimento – especificação básica

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Variável dependente: maxgap					
iqimpad	-0.1524 (0.0270)***	-0.1608 (0.0304)***	-0.1761 (0.0350)***			
iqimspad				-0.1610 (0.0272)***	-0.1442 (0.0265)***	-0.1757 (0.0337)***
gastos_pib2000	0.1098 (0.1368)			-0.2076 (0.1577)		
gastos_pib99_05		0.0390 (0.0310)			-0.0295 (0.0587)	
pib_pc	1.74e-05 (4.12e-06)***	2.11e-05 (4.07e-06)***	2.29e-05 (6.25e-06)***	1.55e-05 (3.61e-06)***	1.91e-05 (3.66e-06)***	2.15e-05 (5.82e-06)***
gini	0.3287 (0.1361)**	0.4130 (0.1575)***	0.5326 (0.1963)***	0.4779 (0.1353)***	0.5661 (0.1615)***	0.6856 (0.2145)***
frac	-0.1187 (0.0651)*	-0.1398 (0.0716)*	-0.1222 (0.0779)	-0.0832 (0.0615)	-0.0847 (0.0656)	-0.0880 (0.0728)
const.	0.1858 (0.1046)**	0.1309 (0.1003)	0.0534 (0.1177)	0.1426 (0.1030)	0.0340 (0.0780)	-0.0394 (0.1295)
Obser.	4613	3619	5504	4613	3619	5504
F	9.36	6.64	13.05	10.38	7.18	13.73
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	40.699 (0.0000)	28.242 (0.0000)	28.953 (0.0000)	28.000 (0.0000)	18.023 (0.0000)	21.374 (0.0000)
Hansen J ^b (p-valor)	0.539 (0.4629)	0.319 (0.5724)	0.044 (0.8335)	0.000 (0.9970)	1.210 (0.2714)	0.155 (0.6939)
ACC LR ^c (p-valor)	829.656 (0.0000)	697.436 (0.0000)	1605.578 (0.0000)	637.501 (0.0000)	663.883 (0.0000)	1471.002 (0.0000)
S.Y. ^d	453.783	383.843	931.131	341.307	363.634	842.241

Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93
-----------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqimpad* e *iqimspad* instrumentalizados no primeiro estágio pelas variáveis latitude e *propbranc*. Const. é o intercepto, observ. é o número de observações e a estatística F refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

Os resultados reportados na Tabela 18 denotam que a qualidade das instituições é relevante na determinação do grau de instabilidade econômica dos municípios também por essa medida de instabilidade. Municípios com instituições melhores tiveram quedas menos drásticas nas suas taxas de crescimento na década 1999-2008. Nas regressões da Tabela 18, nota-se que ambos os indicadores *iqim* foram significativos a 1% e apresentaram o sinal esperado.

O coeficiente de *iqimpad* e *iqimspad* nessas especificações implica que um aumento de um desvio-padrão na qualidade institucional ocasiona uma redução média de aproximadamente 0,16 na pior queda do crescimento do produto entre dois anos. Considerando que a média de *maxgap* é 0,45, isso representa uma redução média de 35% na severidade da queda na taxa de crescimento entre períodos consecutivos.

Novamente, os gastos do governo como proporção do PIB (razão média e em 2000) não foram estatisticamente significativos. A variável fracionamento étnico apresentou sinal oposto, mas foi apenas marginalmente significativa ou, na coluna (9), não significativa na explicação de *maxgap*.

A distribuição de renda medida pelo Gini manteve seu efeito significativo e com o sinal esperado, em consonância com a literatura prévia. Entretanto, em termos quantitativos, o efeito dessa variável sobre a medida de instabilidade é sensivelmente menor do que o efeito das instituições.

Os coeficientes do índice de Gini nas colunas (1), (2) e (3) implicam que municípios com uma distribuição de renda um desvio-padrão melhor (0.059) apresentam

um *gap* máximo de crescimento menor em 0.019, 0.024 e 0.031, respectivamente. Ou seja, o impacto do Gini corresponde a, no máximo 15%, do impacto do IQIM sobre a variável explicada.

Mais uma vez, o *PIB per capita* manteve seu coeficiente positivo e fortemente significativo. Contrariando a intuição e os resultados *cross-country* trazidos pela literatura, municípios mais ricos parecem ser mais voláteis no Brasil, controlando para as instituições e a desigualdade de renda.

A utilização dos instrumentos alternativos (temperatura e altitude) nas regressões utilizando *maxgap* trouxe resultados qualitativamente similares aos apresentados anteriormente. Estes resultados são reportados na Tabela 19. Embora os níveis de significância estatística sejam semelhantes e os coeficientes de *iqim* um pouco mais elevados (em módulo), o teste J de Hansen rejeitou a hipótese de que os instrumentos são válidos.

TABELA 19: Gap de crescimento – outros instrumentos

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Variável dependente: maxgap					
iqimpad	-0.2440 (0.0346)***	-0.2506 (0.0412)***	-0.2318 (0.0397)***			
iqimspad				-0.2219 (0.0314)***	-0.2017 (0.0335)***	-0.2073 (0.0347)***
gastos_pib2000	-0.1705 (0.1687)			-0.5226 (0.1875)***		
gastos_pib99_05		-0.1140 (0.0980)			-0.2588 (0.1692)	
pib_pc	1.86e-05 (4.70e-06)***	2.27e-05 (4.36e-06)***	2.48e-05 (7.16e-06)***	1.52e-05 (3.86e-06)***	1.87e-05 (3.68e-06)***	2.22e-05 (6.40e-06)***
gini	0.3716 (0.1472)**	0.5204 (0.1694)***	0.5429 (0.2195)**	0.6068 (0.1451)***	0.7351 (0.11735)***	0.7576 (0.2406)***
frac	-0.3101 (0.0822)***	-0.3380 (0.0928)***	-0.2529 (0.0884)***	-0.2094 (0.0731)***	-0.2092 (0.0786)***	-0.1766 (0.0796)**
const.	0.2947 (0.1252)**	0.1858 (0.1175)	0.0928 (0.1372)	0.1860 (0.1163)	0.0389 (0.1158)	-0.0420 (0.1491)
Obser.	4228	3345	4971	4228	3345	4971
F	11.92	6.64	15.11	12.35	8.88	15.21

Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a	64.414	39.422	32.486	50.519	29.994	22.571
(p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Hansen J ^b	5.327	3.546	7.813	7.321	5.415	12.454
(p-valor)	(0.0210)	(0.0597)	(0.0052)	(0.0068)	(0.0200)	(0.0004)
ACC LR ^c	404.075	312.869	847.950	408.921	375.492	923.539
(p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
S.Y. ^d	211.656	163.641	461.725	214.319	198.274	506.837
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Fonte: Elaboração própria.

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqimpad* e *iqimspad* instrumentalizados no primeiro estágio pelas variáveis *temp* e *altitude*. Const. é o intercepto, *observ.* é o número de observações e a estatística F refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). A rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

5 TESTES DE ROBUSTEZ

Com o intuito de verificar a robustez dos resultados apresentados, foram adicionadas outras variáveis de controle à especificação básica. As Tabelas 20 e 21 trazem os resultados das estimações. Na Tabela 20, a medida de instabilidade adotada é o desvio-padrão das taxas de crescimento do PIB *per capita* municipal e, na Tabela 21, a variável dependente é o maior *gap* de crescimento do produto entre dois anos consecutivos.²¹

TABELA 20: Desvio-padrão do crescimento – variáveis de controle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Variável dependente: <i>dpcresc</i>					
<i>iqimpad</i>	-0.0451 (0.0098)***	-0.0451 (0.0098)***	-0.0408 (0.0100)***	-0.0363 (0.0133)***	-0.0488 (0.0099)***	-0.0721 (0.0162)***
<i>gastos_pib2000</i>	0.0447	0.0534	0.0097	0.0353	0.0358	0.0187

²¹ O emprego de *iqimspad* ao invés de *iqimpad* trouxe resultados extremamente semelhantes e, portanto, tais resultados não foram reportados.

	(0.0490)	(0.0487)	(0.0476)	(0.0477)	(0.0507)	(0.0481)
pib_pc	6.95e-06 (1.61e-06)***	6.60e-06 (3.58e-07)***	7.03e-06 (1.63e-06)***	6.91e-06 (1.60e-06)***	6.98e-06 (1.60e-06)***	7.20e-06 (1.78e-06)***
gini	0.1110 (0.0463)**	0.1021 (0.0466)**	0.0738 (0.0436)*	0.0982 (0.0443)**	0.0792 (0.0480)*	0.0452 (0.0488)
frac	-0.0273 (0.0224)	-0.0317 (0.0228)	0.0129 (0.0273)	-0.0214 (0.0256)	-0.0344 (0.0227)	0.0029 (0.0292)
pop_2000	-2.76e-08 (1.27e-08)**					-2.43e-08 (1.05e-08)**
homic		0.0085 (0.1699)				0.0229 (0.0175)
urban			-0.0597 (0.0142)***			-0.0995 (0.0182)***
educ				-0.0059 (0.0051)		0.0200 (0.0075)***
distcapital					0.00005 (0.00001)***	0.00006 (0.00002)***
const.	0.0785 (0.0364)**	0.0826 (0.0365)**	0.1196 (0.0325)***	0.1071 (0.0322)***	0.0869 (0.0282)***	0.0658 (0.0362)*
Obser.	4613	4613	4612	4613	4613	3838
F	5.64	5.32	7.80	5.12	8.40	8.24
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a	28.316 (0.0000)	26.836 (0.0000)	23.874 (0.0000)	10.537 (0.0012)	30.211 (0.0000)	24.827 (0.0000)
Hansen J ^b	0.096 (0.7568)	0.064 (0.8009)	0.284 (0.5938)	0.160 (0.6887)	0.041 (0.8401)	0.029 (0.8647)
ACC LR ^c	835.612 (0.0000)	832.856 (0.0000)	788.413 (0.0000)	157.629 (0.0000)	811.307 (0.0000)	116.963 (0.0000)
S.Y. ^d	457.245	455.597	429.160	80.287	442.743	59.196
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. iqimpad instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis latitude e propbranc. Const. é o intercepto, observ. é o número de observações e a estatística F refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o iqim deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). Uma rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

Nas colunas (1) a (5) da Tabela 20, nota-se que o coeficiente de *iqimpad* é bastante persistente nas diferentes especificações. Mesmo com a inclusão de outras variáveis como o tamanho da população, o número de homicídios por mil habitantes, a taxa de urbanização, a escolaridade média da população e a distância à capital do estado, além das

variáveis já consideradas das tabelas anteriores, o indicador de qualidade institucional se mantém significativo a 1% em todas as regressões, indicando que este fator tem um impacto relevante na redução da volatilidade nos municípios.

O coeficiente de *pop_2000* sugere que municípios com maior população apresentam taxas de crescimento do PIB menos instáveis do que os municípios pequenos. Já a variável *homic*, incluída para complementar o papel de *gini* e *frac* como *proxies* para conflito social, não foi significativa, bem como a escolaridade média da população (*educ*).

Outras duas variáveis demonstraram um impacto significativo a 1% sobre a volatilidade: o grau de urbanização (razão entre a população residente na área urbana e a população total) e a distância para a capital do estado. O coeficiente negativo de *urban* denota que municípios mais urbanizados são menos instáveis do que os municípios predominantemente rurais. Uma possibilidade para explicar esse fenômeno é que municípios que dependem mais da agropecuária possuem economias mais voláteis pela maior dependência do preço de produtos que são mais instáveis.

Já o efeito de *distcapital* é positivo, ou seja, quanto mais distante da capital estadual o município se situa, em média, maior a volatilidade de seu crescimento. Provavelmente, as capitais apresentam maior dinamismo, que as beneficia e favorece uma suavização dos impactos de uma recessão, por exemplo, e esse efeito pode contagiar os municípios próximos, minimizando flutuações da taxa de crescimento.

Nota-se ainda que a inclusão das variáveis de controle reduziu a significância do *gini*, que, mais uma vez, teve seu coeficiente sensivelmente alterado nas diferentes especificações.

Na última coluna da Tabela 20, que traz os resultados da estimação com todas as variáveis de controle incluídas simultaneamente, algumas variáveis se mantiveram significativas (IQIM, tamanho da população, urbanização, distância à capital), porém o índice de Gini perdeu sua significância estatística e a variável escolaridade apresentou o sinal oposto ao esperado. No entanto, vale ressaltar que os níveis de significância apresentados na coluna (6) podem ser distorcidos devido à elevada multicolinearidade que

surge ao se incluir, em uma mesma estimação, todas as variáveis de controle (já que escolaridade, PIB per capita e urbanização, por exemplo, apresentam correlação elevada).

As regressões da Tabela 21, que segue, são semelhantes às da Tabela 20, porém têm como variável explicada a pior queda do crescimento do produto entre dois anos consecutivos, no período 1999-2008, ao invés do desvio-padrão das taxas de crescimento do PIB real *per capita*.

TABELA 21: *Gap* de crescimento – variáveis de controle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Variável dependente: maxgap					
iqim	-0.1524 (0.0270)***	-0.1525 (0.0269)***	-0.1421 (0.0277)***	-0.1492 (0.0389)***	-0.1595 (0.0275)***	-0.2436 (0.0480)***
gastos_pib2000	0.0994 (0.1362)	0.1315 (0.1351)	0.0101 (0.1332)	0.1010 (0.1346)	0.0809 (0.1412)	0.0630 (0.1358)
pib_pc	1.75e-05 (4.13e-06)***	1.73e-05 (4.10e-06)***	1.88e-05 (4.19e-06)***	1.74e-05 (4.11e-06)***	1.75e-05 (4.11e-06)***	1.82e-05 (4.19e-06)***
gini	0.3399 (0.1373)**	0.3095 (0.1386)**	0.2540 (0.1295)*	0.3251 (0.1325)**	0.2796 (0.1435)*	0.1682 (0.1474)
frac	-0.1151 (0.0655)*	-0.1368 (0.0666)**	-0.0161 (0.0812)	-0.1163 (0.0762)	-0.1282 (0.0664)*	-0.0446 (0.0883)
pop_2000	-4.76e-08 (2.66e-08)*					-5.07e-08 (2.50e-08)**
homic		0.0686 (0.0463)				0.0979 (0.0491)**
urban			-0.1450 (0.0429)***			-0.2914 (0.0562)***
educ				-0.0026 (0.0150)		0.0680 (0.0224)**
distcapital					0.0001 (0.00004)**	0.0001 (0.00006)**
const.	0.1807 (0.1054)*	0.1951 (0.1059)*	0.2786 (0.0945)***	0.1986 (0.0962)**	0.1964 (0.1067)*	0.1029 (0.1089)
Obser.	4613	4613	4612	4613	4613	4612
F	8.72	9.05	10.54	8.37	9.51	9.12
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
DWH ^a (p-valor)	41.737 (0.0000)	40.097 (0.0000)	36.586 (0.0000)	19.992 (0.0004)	42.055 (0.0000)	33.702 (0.0000)
Hansen J ^b (p-valor)	0.581 (0.4459)	0.501 (0.4790)	0.938 (0.3329)	0.570 (0.4502)	0.483 (0.4870)	0.301 (0.5835)

ACC LR ^c	835.612	832.856	788.413	349.417	811.307	238.665
(p-valor)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
S.Y. ^d	457.245	455.597	429.160	181.181	442.743	122.155
Ho a 10 %	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93	19.93

Notas: ***significativo a 1% **significativo a 5% *significativo a 10%. Erros-padrão de White robustos à heterocedasticidade entre parênteses. *iqim* pad instrumentalizado no primeiro estágio pelas variáveis *latitude* e *propbranc*. Const. é o intercepto, observ. é o número de observações e a estatística F refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros. a: Teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman. A rejeição da H_0 indica que o *iqim* deve ser tratado como endógeno. b: Teste J de Hansen para qualidade dos instrumentos (alternativo ao teste de Sargan quando são reportados erros-padrão robustos). Uma rejeição da H_0 põe em dúvida a validade dos instrumentos. c: Teste de correlação canônica de Anderson. A rejeição da H_0 indica que a equação é identificada. d: Estatística F de Cragg-Donald e valor crítico de Stock e Yogo. A rejeição da H_0 indica que os instrumentos não são fracos.

Também nessas estimações, o coeficiente de *iqim* se mostrou bastante robusto à inclusão das demais variáveis de controle. Sua magnitude permaneceu similar à observada na especificação central (Tabela 4), e seu efeito foi significativo a 1% em todas as regressões.

Bem como na tabela anterior, gastos do governo como proporção do PIB não foram significativos na determinação da severidade das recessões, e o nível de produto *per capita* apresentou sinal contrário ao esperado. Aqui, o fracionamento étnico torna-se significativo, ao menos a 10%, em algumas regressões, e seu sinal também é contrário ao proposto pela literatura. Porém, no Brasil, a questão étnica não está no centro dos conflitos sociais como ocorre em outros países analisados pela literatura internacional e, portanto, não há razão para se esperar que sociedades mais fragmentadas sejam mais suscetíveis a crises. No entanto, o sinal do coeficiente de *pib_pc* é curioso, pois, em geral, assume-se que volatilidade e nível de renda estejam negativamente relacionados.

Os demais controles se comportaram de modo semelhante às regressões da tabela anterior (com *dpcrec* como variável dependente). *homic* e *educ* não exercem efeito estatisticamente significativo sobre a severidade das crises, enquanto *urban* e *distcapital* apresentam significância de 1% e 5%, respectivamente. Quanto mais urbanizados e quanto mais próximos da capital estadual, menos drásticas foram as quedas sofridas nas taxas de crescimento no período analisado.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste ensaio, buscou-se ressaltar que não apenas o baixo nível de produto pode ser considerado uma medida negativa de performance econômica, mas também a instabilidade do crescimento. A volatilidade, por si só, é capaz de gerar perdas de utilidade para os indivíduos em uma economia e, portanto, deve ser minimizada. Evidentemente, para solucionar a elevada volatilidade das taxas de crescimento do PIB *per capita* que se observa em muitos municípios, é necessário conhecer as variáveis que a determinam.

Os resultados deste trabalho apontam que, embora algumas das variáveis indicadas pela literatura prévia não se mostrem significativas ou, ainda, apresentam o efeito oposto ao esperado (nível de PIB *per capita* e gastos do governo, sobretudo), o indicador de qualidade das instituições municipais demonstrou um efeito quantitativamente relevante e estatisticamente significativo em todas as regressões estimadas. Há indícios, portanto, de que a hipótese levantada pela literatura internacional tenha respaldo empírico na amostra de municípios brasileiros – onde as instituições são mais fracas, há maior propensão a crises, pior resposta a choques e, portanto, maior volatilidade.

A qualidade das instituições que vigoram em cada município parece ser relevante para explicar as diferenças na volatilidade do crescimento nas economias, ou seja, flutuações de curto prazo que são em geral atribuídas à condução da política econômica podem ter uma causa mais estrutural: as instituições.

Ainda há um longo caminho a ser percorrido no entendimento das relações entre volatilidade, instituições e nível de desenvolvimento no Brasil. Neste trabalho, indica-se que há, sim, um efeito significativo das instituições sobre a instabilidade econômica nos municípios, mas os canais de transmissão que ligam estas variáveis, bem como uma modelagem formal dos mecanismos micro e macroeconômicos que unem esses fatores são questões deixadas em aberto para estudos futuros.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. **American Economic Review**, v. 91, p. 1369-1401, 2001.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, p. 1231-1294, 2002.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J.; THAICHAROEN, Y.. Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 50, n. 1, p. 49-123, 2003.

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. Institutions as the fundamental cause of long-run growth. **National Bureau of Economic Research**, 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10481>>.

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Persistence of power, elites and institutions. **National Bureau of Economic Research**, 2006. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12108>>.

AGHION, P., HOWITT, P. A model of growth through creative destruction. **Econometrica**, v. 60, n. 2, p. 323-351, 1992.

BERKOWITZ, D.; CLAY, K.. Initial Conditions, Institutional Dynamics and Economic Performance: Evidence from the American States. **University of Pittsburgh** (Working paper), 2004. Disponível em: <<http://www.heinz.cmu.edu/research/142full.pdf>>

EASTERLY, W.; LEVINE, R.. Tropics, Germs, and Crops: how endowments influence economic development. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 2002. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w9106>>

EASTERLY, W. National policies and economic growth: A Reappraisal. in AGHION, P.; DURLAUF, S. **Handbook of Economic Growth**, vol. 1a. Elsevier, 2005.

EICHER, t.; GARCIA-PENÁLOSA, TEKSOZ, U.. How Do Institutions Lead Some Countries To Produce So Much More Output Per Worker Than Others? In: EICHER, t.; GARCIA-PENÁLOSA. **Institutions, Development and Growth**. MIT Press, 2006.

ENGERMAN, S. L.; SOKOLOFF, K. L.. Factor endowments, inequality and paths of development among new world economics. **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 2002. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w9259>>

GOMES, V., PESSÔA, S. A., & VELOSO, F.. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, vol. 33, n. 3, p. 389-434, 2003.

HALL, R. E.; JONES, C. I.. Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? **Quarterly Journal of Economics**, vol. 114, n.1, pp. 83-116, 1999.

HALL, J. C.; SOBEL, R.S.; CROWLEY, J. R.. Institutions, Capital, and Growth. **Southern Economic Journal**, vol. 77, n. 2, p. 385-405, 2010.

HODGSON, G. M.. What Is the Essence of Institutional Economics? **Journal of Economic Issues**, v. 34, n.2, 2000.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Disponível em: <www.ibge.gov.br>

Ipeadata – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>

KLOMP, J.; DE HAAN, J.. Political institutions and economic volatility. **European Journal of Political Economy**, Elsevier, vol. 25, n. 3, p. 311-326, 2009

LOAYZA, N.; RANCIÈRE, R.; SERVÉN, L.; VENTURA, J. Macroeconomic Volatility and Welfare in Developing Countries: An Introduction. **The World Bank Economic Review**, vol. 21, n. 3, p. 343–357, 2007.

LUCAS, R. E. Jr. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v.22, n.1, p.3-42, 1988.

MANKIW, N. G., ROMER, D., WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v.107, n.2, p.407- 437, 1992.

MENEZES-FILHO, N.; MARCONDES, R.L.; PAZELLO, E.T.; SCORZAFAVE, L.G. Instituições e Diferenças de Renda entre os Estados Brasileiros: Uma Análise Histórica. In: XXXIV ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2006, Salvador. **Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia**, Salvador, 2006. CD-ROM.

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO. **Agenda Político-Institucional**. Disponível em:
<http://www.planejamento.gov.br/secretarias/upload/Arquivos/spi/downloads/081014_DOWN_EX_PC_Agen_sumAgenda.pdf>

MOBARAK, A. M.. Democracy, Volatility, and Economic Development. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, vol. 87, n.2, pages 348-361, 2005.

NAKABASHI, L.; FIGUEIREDO, L. Mensurando os impactos diretos e indiretos do capital humano sobre o crescimento. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 1, p. 151-171, 2008.

NARITOMI, J. **Herança Colonial, Instituições e Desenvolvimento**. Dissertação (mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

NARITOMI, J.; SOARES, R. R.; ASSUNÇÃO, J. J.. Rent Seeking and the Unveiling of 'de Facto' Institutions: Development and Colonial Heritage within Brazil. **National Bureau of Economic Research**, 2007. Disponível em:
<<http://www.nber.org/papers/w13545>>

NAROTOMI, J.; SOARES, R.; ASSUNÇÃO, J. J.. Institutional Development and Colonial Heritage within Brazil. **Departamento de Economia PUC-Rio**, Textos para discussão, 2009. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td561.pdf>>

NELSON, R. R., PHELPS, E. S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. **The American Economic Review**, v.56, n.2, p.69-75, 1966.

NORTH, D. C.. Institutions. **Journal of Economic Perspectives**, v. 5, n. 1, p. 97-112, 1991.

PANDE, R.; UDRY, C.. Institutions and Development: A View from Below. **Economic Growth Center, Yale University** (Working paper), 2006. Disponível em: <http://www.econ.yale.edu/~rp269/website/papers/institutions_revisionjan.pdf>.

PEREIRA, A. E. G., NAKABASHI, L.; SACHSIDA, A.. Qualidade das Instituições e PIB *per capita* nos municípios brasileiros. In: XXXVIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2010, Salvador. **Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia**.

PEREIRA, C.; TELES, V. K.. Political institutions matter for incipient but not for consolidated democracies: a political economy analysis of economic growth. In: XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2008, Salvador. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**.

RODRIK, D.. Where Did All the Growth Go? External Shocks, Social Conflict, and Growth Collapses. **Journal of Economic Growth**, v. 4, n. 4, p. 385–412, 1999.

RODRIK, D.; SUBRAMANIAN, A.; TREBBI, F. Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development. **National Bureau of Economic Research** (NBER Working Paper 9305), 2002.

ROMER, P. Endogenous technological change. **The Journal of Political Economy**, v.98, n.5, p.71-102, 1990.

SANGNIER, M. Does trust favor economic stability? **Perspectives on Global Development – OECD**, 2010. Disponível em:
<<http://www.oecd.org/dataoecd/11/34/46839852.pdf>>

SOARES, C. M. M.; FIGUEIRÊDO, L.. Nível de Renda e a Qualidade da Educação nos Municípios Brasileiros. In: XIV Seminário sobre Economia Mineira, 2010, Belo Horizonte. **Anais do XIV Seminário sobre economia mineira – Proceedings of the 14th Seminar on the Economy of Minas Gerais**.

SOLOW, R. M (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 70, n. 1, p. 65-94.

TELLO, W. P.; RONDÁN, N. R.; PESCHIERA, J. A.. Sources of Economic Instability: Are Institutional factors the most important? **Banco Central do Uruguay** (Working Paper), 2005. Disponível em:
<<http://www3.bcu.gub.uy/autoriza/peiees/jor/2006/iees03j3410806.pdf>>

UGUR, M. Institutions and economic performance: a review of the theory and evidence. **Munich Personal RePEc Archive**, 2010. Disponível em: <<http://mpira.ub.uni-muenchen.de/25909/>>

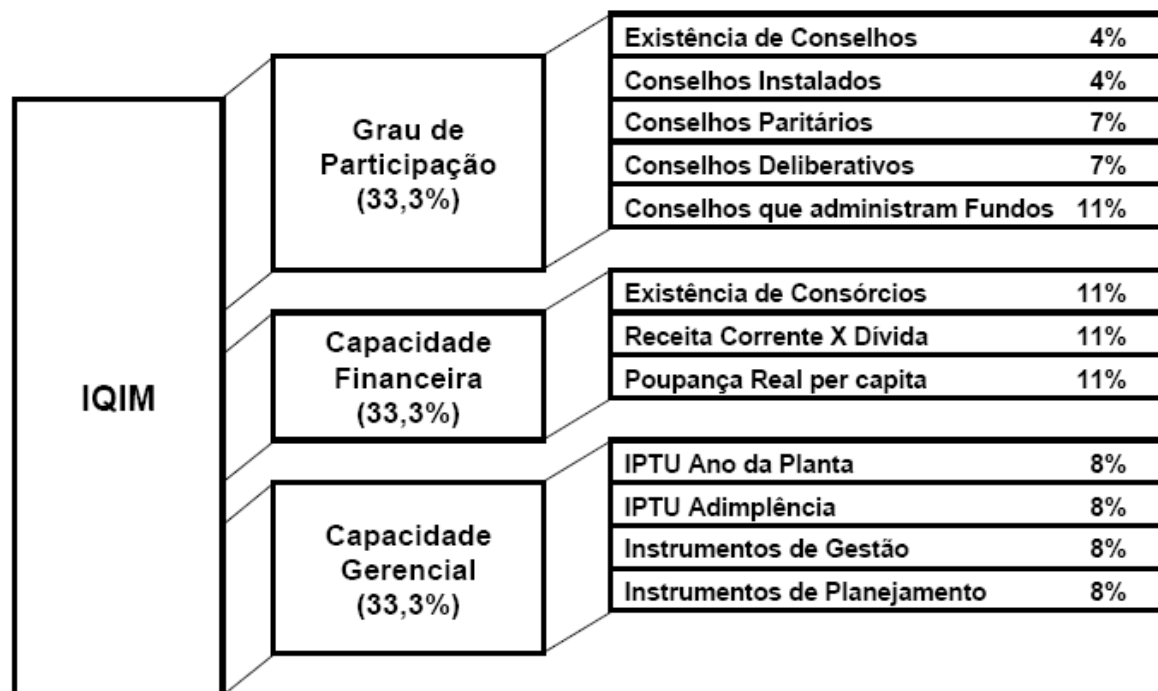
WOLFERS, J. Is Business Cycle Volatility Costly? Evidence from Surveys of Subjective Well-Being. **International Finance**, vol. 6, n. 1, p. 1-26, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. 2^a edição. Londres:MIT Press, 2002.

APÊNDICE 1: Descrição do indicador de qualidade institucional²²

O indicador resulta da soma com pesos iguais de três conjuntos de sub-indicadores, de acordo com o diagrama que segue:

FIGURA 9: Diagrama da elaboração do indicador de qualidade institucional municipal



FONTE: Agenda Político-Institucional – Ministério do Planejamento

O Grau de Participação procura mensurar a participação da população na administração municipal, partindo do número de Conselhos Municipais e suas características.

A Capacidade Financeira afere o número de consórcios intermunicipais, a relação entre a dívida do município e as suas receitas correntes, líquidas das despesas de pessoal (o que reflete sua capacidade de quitar essa dívida no tempo), e a Poupança Real per capita.

²² Este apêndice segue o trabalho de Pereira, Nakabashi e Sachsida, 2010.

Por sua vez, a Capacidade Gerencial indica a atualidade da planta de valores para fins de IPTU, o grau de adimplência em relação ao mesmo tributo e o número de instrumentos de gestão e planejamento utilizados pelo poder municipal. Os instrumentos de gestão seriam: existência de Administração Distrital ou Regiões Administrativas, Subprefeitura, Plano Diretor, Lei de Parcelamento do Solo, Lei de Zoneamento ou equivalente, Código de Obras e Código de Posturas; e os instrumentos de planejamento: existência de Plano de Governo, Plano Estratégico e Lei Orgânica.

APÊNDICE 2: Descrição das variáveis e fontes de dados

TABELA 22: Descrição das variáveis e fontes

variável	descrição	fonte
dpcresc	Desvio-padrão das taxas de crescimento do PIB real <i>per capita</i> entre os anos 1999-2008	Elaboração própria, dados do IBGE
maxgap	Maior <i>gap</i> entre duas taxas de crescimento consecutivas no período 1999-2008	Elaboração própria, dados do IBGE
iqimpad	Indicador de qualidade institucional municipal padronizado (média=0, desvio-padrão=1)	Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (2005)/Perfil de Informações Básicas Municipais IBGE(1999)
iqimspad	Indicador de qualidade institucional municipal sem as dimensões dívida e poupança padronizado (média=0, desvio-padrão=1)	Elaboração própria, dados do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (2005)/Perfil de Informações Básicas Municipais IBGE(1999)
pib_pc	Produto Interno Bruto real <i>per capita</i> médio no período 1999-2008	Elaboração própria, dados do IBGE
gastos_pib_med	Média para os anos 1999-2005 da razão despesas do governo/PIB	Elaboração própria, dados do Ipeadata e IBGE
gastos_pib_2000	Razão despesas do governo/PIB em 2000	Elaboração própria, dados do Ipeadata e IBGE
gini_2000	Índice de desigualdade de renda de Gini em 2000	Ipeadata
frac	Índice de fracionamento étnico	Elaboração própria, dados do Censo 2010 do IBGE
pop_2000	População residente total em 2000	Ipeadata
homic	Taxa de homicídios por mil habitantes em 2000	Elaboração própria, dados do Ipeadata
urban	Taxa de urbanização em 2000; Razão (população residente urbana)/(população residente total)	Elaboração própria, dados do Ipeadata
educ	Escolaridade média da população com 25 anos ou mais (em anos de estudo) em 2000	Ipeadata
distcapital	Distância à capital estadual em km	Ipeadata
propbranc	Proporção de brancos; razão (população que se autodeclarou da cor branca no Censo 2010)/ população residente total	Elaboração própria, dados do Censo 2010 do IBGE
latitude	Distância para o equador; valor absoluto da latitude em graus	Ipeadata
temp	Média anual de temperaturas em °C	Ipeadata
altitude	Altitude em metros	Ipeadata